

HEC MONTRÉAL

**Analyse de l'influence des catastrophes naturelles sur la probabilité
d'acquisition de compagnies d'assurance**

par

Olivier Raymond

Sciences de la gestion

(Option économie financière appliquée)

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

Août 2019

©Olivier Raymond, 2019

SOMMAIRE

Notre recherche porte sur deux types d'évènements qui prennent de plus en plus de place dans les analyses modernes, soient les fusions et acquisitions et les catastrophes naturelles. En effet, cette première pratique est particulièrement favorisée dans certains marchés économiques, dans l'objectif de satisfaire une certaine croissance externe. Pour ce qui est des catastrophes naturelles, on s'y intéresse davantage notamment en raison de la croissance d'année en année du nombre d'évènements de ce genre ainsi que de leur importance de plus en plus marquée en termes de sévérité. Ces catastrophes font partie des conséquences des réchauffements climatiques, et c'est pourquoi le sujet est abordé de plus en plus fréquemment. L'objectif de ce mémoire est donc de tester empiriquement l'effet de plusieurs variables sur la probabilité qu'une compagnie d'assurance soit acquise, pour ensuite vérifier s'il existe un lien de cause à effet entre cette probabilité et les évènements de catastrophes naturelles. En effet, une catastrophe naturelle peut être considérée comme un évènement exogène.

Parmi les variables de notre modèle, nous retrouvons les variables explicatives qui nous intéressent et qui ont été ajoutées à un type de modèle sur les fusions et acquisitions déjà utilisé par quelques auteurs. Ces variables sont les coûts estimés à la suite d'une ou plusieurs catastrophes naturelles ayant eu lieu une ou deux années avant une acquisition, ainsi que le nombre de catastrophes ayant également eu lieu une ou deux années auparavant. Nous avons analysé l'impact des déterminants de la probabilité d'acquisition d'une firme d'assurance à l'aide d'un échantillon de 56 acquisitions de compagnies d'assurance publiques qui ont eu lieu aux États-Unis entre les années 2000 et 2016. Pour ce faire, nous avons utilisé des facteurs de la cible qui pouvaient, selon nous, affecter la probabilité d'une telle acquisition. Parmi ces facteurs se retrouvent certaines variables liées à la performance financière de la cible, à la valorisation de la cible, à la taille de celle-ci et plusieurs autres.

Nous observons que la taille de la cible joue un rôle très important dans la probabilité qu'une entreprise d'assurance soit acquise, car les plus petites compagnies ont beaucoup plus de chances d'intéresser les acheteurs par rapport aux plus grandes. Outre cela, les flux monétaires disponibles jouent également un rôle dans la probabilité qu'une firme soit acquise, alors que des flux monétaires plus importants peuvent s'avérer plus attrayants pour un futur acheteur.

Ce mémoire permet aux parties impliquées d'en apprendre davantage sur l'impact qu'aura un évènement de catastrophe naturelle sur la probabilité d'acquisition d'une compagnie d'assurance américaine, et du même coup d'adapter les primes pour la clientèle des régions qui sont davantage touchées par ces catastrophes.

TABLE DES MATIÈRES

SOMMAIRE.....	i
LISTE DES TABLEAUX	iv
LISTE DES FIGURES	v
REMERCIEMENTS.....	vi
1. PROBLÉMATIQUE.....	1
2. REVUE DE LA LITTÉRATURE	5
2.1. La probabilité d'acquisition	5
2.2. Les déterminants de la probabilité d'acquisition	6
2.3. L'influence des catastrophes naturelles	15
3. ANALYSE EMPIRIQUE	23
3.1. La probabilité d'acquisition	23
3.2. Les déterminants de la probabilité d'acquisition	24
3.3. L'influence des catastrophes naturelles	31
4. MÉTHODOLOGIE	37
4.1 Modèles économétriques	37
4.1.1 Données individuelles.....	37
4.1.2 Données agrégées	41
4.2 Nature de l'échantillon.....	41
4.2.1 Méthode de construction des données de l'échantillon	41
4.2.2 Description de l'échantillon.....	43
4.2.3 Description statistique de la variable dépendante	45
4.2.4 Description statistique des variables indépendantes	46
5. RÉSULTATS.....	52
5.1. Résultats univariés : profil des entreprises sujettes aux acquisitions.....	52
5.2. Analyse multivariée : résultats du modèle logit.....	57
6. ANALYSE AGRÉGÉE	65
6.1 Statistiques descriptives et analyse univariée	68
6.2 Analyse multivariée	74
7. CONCLUSION.....	77
ANNEXE A	80
ANNEXE B	83
BIBLIOGRAPHIE.....	85

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 : Description des variables explicatives du modèle.....	35
Tableau 2 : Corrélations entre les variables indépendantes.....	41
Tableau 3 : Description statistique des variables explicatives.....	50
Tableau 4 : Profils des groupes test et de contrôle.....	56
Tableau 5 : Résultats logit - Déterminants de la probabilité d'acquisition.....	64
Tableau 6 : Corrélations entre la variable dépendante et les variables d'intérêt (modèle agrégé)	67
Tableau 7 : Corrélations entre les variables indépendantes (modèle agrégé).....	69
Tableau 8 : Variables et statistiques descriptives de l'analyse agrégée.....	72
Tableau 9 : Résultats panels - Déterminants du nombre de fusions et acquisitions.....	76
Tableau 10 : Analyse du nombre de catastrophes naturelles en t-1 et du nombre de M&A pour chaque État.....	79
Tableau 11 : Nombre d'observations et de transactions de fusions et acquisitions par État.....	81
Tableau 12 : Représentation du nombre d'observations par groupe d'États, ainsi que le nombre de M&A.....	82
Tableau 13 : Corrélations entre les variables de catastrophes naturelles de groupes d'États.....	83

LISTE DES FIGURES

Figure 1 : Évolution des paiements estimés d'assurance et du nombre de M&A (privées et publiques).....	45
Figure 2 : Évolution du nombre de catastrophes naturelles et du nombre de M&A (publiques seulement).....	45
Figure 3 : Fréquence des M&A par État pour l'échantillon total (compagnies publiques et privées) pour la période 1990-2017.....	80
Figure 4 : Fréquence de catastrophes naturelles ayant eu lieu dans l'État en t-1.....	80
Figure 5 : Illustration des régions délimitant les groupes d'États #1, #2, #3 et #4.....	82

REMERCIEMENTS

J'aimerais remercier mon directeur de mémoire, M. George Dionne, pour avoir accepté de diriger la rédaction de mon mémoire, ainsi que pour son aide et son soutien tout au long du processus. J'aimerais également remercier M. Mohamed Mnasri pour son aide lors de la construction du modèle et M. Mohamed Jabir du laboratoire LACED pour son aide lors de la construction de ma base de données. Finalement, j'aimerais remercier M. Dionne, la Chaire de recherche du Canada en gestion des risques ainsi que le Service aux étudiants de HEC Montréal pour leur soutien financier lors de la rédaction.

1. PROBLÉMATIQUE

La croissance externe et les fusions et acquisitions d'entreprises de tous genres sont considérées comme des stratégies très importantes pour le développement économique d'une région ainsi que le développement d'une industrie. En effet, ces stratégies permettent aux entreprises qui les adoptent d'avoir une meilleure allocation de leurs ressources, en plus de permettre la diversification, la synergie et l'intégration verticale et horizontale des firmes.

Dans l'histoire, plusieurs motivations ont été évoquées pour justifier de telles transactions. Ces motivations ont évolué d'année en année, et c'est pourquoi le raisonnement derrière une acquisition n'est plus le même aujourd'hui qu'il l'était il y a 50 ans. En 2008, la chute de Lehman Brothers a semé le doute dans la tête des investisseurs qui redoutaient une crise semblable à celle de 1929. À la suite de cette récession, l'économie a repris du poil de la bête et a laissé place, en 2009 et 2010, à une hausse de spéculation chez les investisseurs. Ces agissements ont mené à plusieurs acquisitions très importantes comme celle de *Kraft* pour la compagnie *Cadbury*. Cette situation n'est qu'un exemple parmi plusieurs où la situation économique est venue affecter le nombre de fusions et acquisitions ainsi que la motivation pour ce type de transactions.

Il y a eu, au courant de l'histoire, six vagues majeures de fusions et acquisitions dans le monde. La première, qui a eu lieu au début des années 1900, est connue sous le nom de « Great merger wave » et fut caractérisée par l'émergence de monopoles dans toutes sortes d'industries. La seconde a eu lieu à partir de la fin de la Première Guerre Mondiale jusqu'à la crise de 1929. La troisième fut déclenchée par la fin de la Seconde Guerre Mondiale, et fut caractérisée par la diversification horizontale et par la montée de certains conglomérats. La quatrième a pris son envol au début des années 1980 et a

atteint son sommet en 1987 avec plus de 3,000 M&A recensées aux États-Unis durant cette année-là¹. La cinquième est venue en 1993 avec le ressort économique mondial et la croissance des marchés de capitaux. Celle-ci fut caractérisée par la mondialisation ainsi que la croissance marquée des transactions internationales. Finalement, la dernière vague et selon certains spécialistes, la plus importante, a commencé en 2003. Surnommée la « Leverage Buyout Wave », cette récente vague s'est terminée avec la crise financière de 2007.²

Les études abordant le sujet des fusions et acquisitions se distinguent en deux catégories. La première regroupe les recherches focalisant davantage sur l'évaluation de la performance des cibles et des acquéreurs sur le marché à la suite de la transaction, dans le but de quantifier la rentabilité de celles-ci. La seconde catégorie d'études en lien avec ce sujet analyse davantage les caractéristiques des acquéreurs, des cibles ainsi que des transactions en tant que telles, dans le but de créer des modèles qui pourraient servir à prédire ce genre de transactions. Ce mémoire ira davantage dans ce sens, alors que nous inclurons les catastrophes naturelles dans un modèle prédictif des fusions et acquisitions dans le but de cerner leurs effets. Nous verrons également dans la revue de littérature plusieurs auteurs tels que Powell, Espahbodi, Meghouar et plusieurs autres, qui ont également utilisé cette deuxième catégorie pour développer leurs recherches.

L'objectif de ce mémoire sera donc de vérifier empiriquement si, selon les données recueillies, les catastrophes naturelles pourraient faire partie des facteurs qui vont influencer la probabilité d'acquisition de compagnies d'assurance. Lorsque l'on regarde le nombre important de papiers qui ont été rédigés en lien avec les déterminants de cette

¹ Chevalier, J. (1995). Capital Structure and Product-Market Competition: Empirical Evidence from the Supermarket Industry. *The American Economic Review*, 85(3), 415-435. Récupéré de <http://www.jstor.org/stable/2118181>

²CRETIN, Fabienne, DIEUDONNÉ, Stéphane, BOUACHA, Slimane (2015). «M&A Activity: Where Are We In the Cycle?», *OFI Assets Management*. Récupéré de file:///C:/Users/olira/Downloads/AIAR_Q3_2015-07_M&A_CretinDieudonneBoucha.pdf

probabilité d'acquisition, nous croyons qu'il est pertinent de se questionner à savoir si les catastrophes naturelles en font partie.

Tout comme les événements de fusions et acquisitions, les événements que l'on considère dans la littérature comme étant des catastrophes naturelles ont également beaucoup évolué au cours des années. En effet, depuis maintenant quelques années, mais surtout depuis l'ouragan Katrina, plusieurs analystes se questionnent à savoir quels sont les risques associés à une catastrophe de ce genre pour une compagnie d'assurance, et comment est-il possible pour elles de se protéger. Katrina, qui a frappé la côte du sud des États-Unis en Août 2005, a engendré plus de 45 milliards de dollars en dommages assurables³, en plus de causer la mort de plus de 1,500 résidents et évacués. Bien que celle-ci fut la plus dommageable aux États-Unis en termes de coûts d'assurances, plusieurs désastres du genre se succèdent d'année en année, additionnés aux changements climatiques qui contribuent à l'augmentation de ce type d'évènement. Selon une étude réalisée par Munich Re en Avril 2019, le nombre de désastres naturels ayant entraîné des pertes importantes est en croissance, et cette croissance est d'autant plus présente depuis 2013⁴. Cela a donc forcé de plus en plus de spécialistes à étudier le sujet, autant au niveau social qu'au niveau économique.

Notre étude contribuera donc à enrichir la littérature au sujet non seulement des déterminants de la probabilité d'acquisition, mais également de l'effet d'un déterminant qui risque de prendre de plus en plus d'importance dans la gestion des risques des compagnies d'assurance, vue les défis auxquels le monde fera face dans les prochaines décennies. Nos résultats permettront donc d'approfondir cette question, en plus de fournir à ces compagnies d'assurance, autant pour les acquéreurs que pour les cibles,

³ Insurance Information Institute (2015). *Hurricane Katrina 10 Years Later* [infographique], Récupéré le 15 juin 2019 de <https://www.iii.org/article/infographic-hurricane-katrina-10-years-later>

⁴ Münchener Rückversicherungs-Gesellschaft (Avril 2009), «Relevant natural loss events in North America 1990 – 2018», *NatCatSERVICE*.

un guide concernant les facteurs qui peuvent entrer en jeu lors d'une transaction de M&A.

Ce mémoire comprendra les sections suivantes : la section 2 présentera une revue de la littérature en lien avec les fusions et acquisitions de compagnies d'assurance, des déterminants de ces M&A et des catastrophes naturelles. La section 3 résume ensuite l'analyse empirique des théories, en plus d'expliquer nos propres facteurs que nous avons considérés dans notre modèle. La section 4 comporte la méthodologie utilisée pour notre modèle économétrique. Elle présentera également la base de données utilisée pour ce modèle ainsi que la méthode de construction de notre échantillon. Les résultats de ce modèle sont ensuite présentés dans la section 5. La section 6 présente une analyse agrégée effectuée pour bien cerner l'impact de ces déterminants. La section 7 conclut la recherche.

2. REVUE DE LA LITTÉRATURE

Dans cette revue de littérature, nous allons d'abord présenter les études qui ont déjà été écrites en lien avec la probabilité d'acquisition et les déterminants des cibles partout dans le monde. Nous allons ensuite relater les recherches traitant des catastrophes naturelles et de leurs influences sur le marché de l'assurance et sur les compagnies elles-mêmes, en plus de traiter de l'importance de la réassurance pour celles-ci.

2.1. La probabilité d'acquisition

Méthode de construction de la base de données pour évaluer la probabilité d'acquisition

Lorsque l'on jette un coup d'œil à la littérature sur la probabilité d'acquisition, nous nous apercevons que plusieurs auteurs ont choisi d'utiliser une méthode semblable, soit l'utilisation d'un groupe test et d'un groupe contrôle. Ces auteurs ont habituellement effectué une régression logit sur ces groupes par la suite. Cette méthode qui a été utilisée pour quantifier la probabilité d'acquisition est la plus communément utilisée.

Cependant, la méthode de construction de la base de données pour ces acquisitions peut différer lorsque l'on regarde certaines études telles qu'Espahbodi & Espahbodi (2003). En effet, deux méthodes semblent être préconisées dans la littérature. Tout d'abord, comme plusieurs autres, Espahbodi & Espahbodi (2003) ont préféré ne pas utiliser des données de panel, c'est-à-dire qu'ils n'ont qu'une seule observation par compagnie. Ils ont plutôt répertorié les transactions, pour ensuite choisir un nombre de compagnies n'ayant pas subi d'acquisition au cours de la période pour former une base de données dont environ 25% de leurs observations font partie du groupe test (133 cibles et 385 non-cibles). Belkaoui (1978) et Meghouar (2016), avec des bases de données dont 50%

des observations proviennent du groupe test ainsi que Cudd & Duggal (2000), dont 46% des données proviennent du groupe test, font partie des autres auteurs ayant utilisé cette technique. Contrairement à cela, Powell (2004) a construit sa base de données pour déterminer la probabilité d'acquisition en prenant encore une fois toutes les transactions répertoriées, mais cette fois-ci en conservant davantage d'observations dans le groupe contrôle, ce qui a porté la portion du groupe test à exactement 5% (471 cibles et 9420 non-cibles). Cette dernière méthode de construction de la base de données se rapproche davantage de celle que nous avons utilisée pour cette recherche.

Période utilisée pour déterminer la probabilité d'acquisition

Tel que mentionné dans la section problématique, deux vagues de fusions et acquisitions ont eu lieu dans les dernières décennies, soit l'une au courant des années 1990, et l'autre au début du 21^e siècle. Étant donné que ces vagues ont pu affecter la probabilité d'acquisition des différentes firmes au détriment des variables de contrôle dans les modèles, certains auteurs de la littérature tel que Meghouar (2016) ont décidé de séparer leur échantillon. D'autres auteurs ont simplement décidé de ne pas prendre ces vagues en considération. C'est le cas de Cudd & Duggal (2000), qui ont construit leur base à partir de données de 1987 à 1991 seulement. Finalement, certains papiers n'ont inclus qu'une seule des deux vagues dans leurs échantillons. C'est le cas d'Alcade & Espitia (2003), dont les données proviennent de la période 1991-1997, incluant ainsi la vague des années 90. Cette dernière situation s'applique à notre cas, alors que notre base de données recense les fusions et acquisitions s'étant produites entre 2000 et 2016, incluant seulement la dernière vague.

2.2. Les déterminants de la probabilité d'acquisition

Les auteurs qui se sont questionnés sur les probabilités d'acquisition et sur les facteurs qui permettaient de déterminer cette probabilité ne semblent pas s'entendre. En effet, alors que certains d'entre eux arrivent à des résultats convaincants, d'autres n'ont pas

réussi à bien cerner ce qui affectait cette probabilité. Évidemment, les caractéristiques de la cible font partie des déterminants analysés dans la littérature, mais certaines études y ont également inclus des variables économiques ainsi que des facteurs liés à l'industrie dans laquelle se retrouve la cible ou l'acquéreur. Morck et al. (1988) font partie de ces auteurs, alors qu'ils ont évoqué que plusieurs types de caractéristiques pouvaient être importants pour déterminer la probabilité d'acquisition.

L'évaluation de la cible

Plusieurs motivations peuvent être énumérées pour justifier que des compagnies ou des investisseurs veulent faire une acquisition. Parmi celles-ci se retrouve l'opportunité d'acquérir une compagnie qui, selon l'acheteur, n'est pas adéquatement évaluée. Cette acquisition permettra donc à l'acquéreur de potentiellement faire un rendement rapide à la suite de l'acquisition. C'est donc cette motivation qui nous permet de justifier l'emploi d'une variable liée à l'évaluation de la cible sur le marché comme variable de contrôle sur la probabilité d'acquisition. Cudd & Duggal (2000) se sont à leur tour intéressés à ce facteur alors qu'ils ont utilisé le ratio « Market-to-book » pour déterminer si l'entreprise cible était sous-évaluée ou non. Selon l'hypothèse de sous-évaluation de la cible énoncé par les auteurs, un faible ratio « Market-to-book » est vu comme étant attirant pour les acheteurs. Brar, Giamourdis & Liodakis (2009) se sont également intéressés à la sous-évaluation de la cible, et leurs résultats ont été plutôt encourageants à ce niveau. À l'aide de données provenant de la période 1992 à 2003, ces derniers ont trouvé qu'il y avait effectivement un fort lien entre la sous-évaluation d'une firme et la probabilité que celle-ci soit acquise.

Précédemment, Powell (1997) avait étudié ce phénomène pour la période 1984-1991, et ses résultats pour la variable « Market-to-book » n'étaient pas significatifs lorsqu'il utilisait les cibles dans leur ensemble. Le seul moment où cette variable s'était avérée significative fut lorsque seules les transactions hostiles étaient prises en considération, mais le coefficient était alors positif. Une justification à ce résultat évoquée par la

littérature est que ce ratio est également utilisé comme indicateur d'opportunité de croissance pour une entreprise. Entre autres, Betton, Eckbo et Thorburn (2008) se sont intéressés à cette problématique en supposant que plus le ratio « Market-to-book » est élevé, plus la cible est en croissance lorsqu'on la compare à ses concurrents. Nous pouvons donc en comprendre que, dans cette optique, une compagnie avec un ratio « Market-to-book » plus élevé aura plus d'opportunités de croissance et sera plus attirante pour un acheteur, et donc sa probabilité d'être acquise sera supérieure.

Alors que plusieurs auteurs de la littérature sur ce sujet ont intégré et utilisé le ratio « Price-earning » comme indicateur de sous-évaluation de l'entreprise cible sur le marché au même titre que le ratio « Market-to-book », certains autres l'utilisent pour différentes significations. En effet, c'est le cas de Palepu (1986), qui croit que cet indicateur permet aux acquéreurs ayant un ratio Price-Earning élevé de faire un « gain de capital instantané » lors de l'acquisition d'une cible avec un ratio P/E faible. C'est donc non seulement le ratio de la cible qui attire les acheteurs selon eux, mais bien la combinaison de celui de la cible et celui de l'acquéreur. C'est exactement la même définition qui a été reprise par Cudd, M., & Duggal, R. (2000) quelques années plus tard. Contrairement à ces deux derniers, Meghouar (2016) inclut ce ratio dans la même catégorie que le ratio « Market-to-book ».

Les hypothèses des différents auteurs se rejoignent, alors que ceux-ci prédisent tous une influence négative du ratio « Price-earning » sur la probabilité d'acquisition. Toutefois, les résultats de Palepu (1986) se sont avérés bien peu concluants, alors qu'il n'a relevé aucune significativité quant à l'influence de ce facteur. Même son de cloche pour Cudd, M., & Duggal, R. (2000), qui tentaient de reproduire l'étude faite par Palepu (1986), mais en y ajoutant des facteurs propres aux industries dans le but de capter leurs spécificités.

Profitabilité financière de la cible

Lors d'un processus d'acquisition d'une compagnie, les acquéreurs potentiels vont inévitablement jeter un coup d'œil à l'efficacité financière de la firme. Il est donc raisonnable de croire qu'une variable qui traduit cette efficacité financière peut avoir une influence sur la probabilité qu'une firme soit acquise. Kitching (1973) évoquait que puisque le taux élevé de rendement est un facteur stratégique à une bonne acquisition, nous pourrions nous attendre à une relation positive entre la profitabilité et la probabilité d'acquisition.

Pour sa part, Powell (1997) a introduit ce facteur à l'aide d'une variable reliée à la croissance moyenne des ventes. Ses résultats, lorsqu'il ne prend que cette variable propre à la cible, ne sont pas significatifs. En revanche, lorsqu'il inclut une variable sur la croissance des ventes de l'industrie par rapport à celle de l'économie, il retrouve un coefficient négatif et significatif. En effet, une augmentation de la croissance des ventes moyennes de 1% de l'industrie par rapport à l'économie aura une influence négative de 3% sur la probabilité d'acquisition.

D'un autre côté, en plus de la variable « CA growth rate » dans le but d'évaluer la balance croissance-ressource, Meghouar (2016) a utilisé des facteurs tels que le ratio de profitabilité financière et la marge opérationnelle. En effet, selon ses hypothèses, les firmes avec une plus faible profitabilité que les autres firmes dans le même secteur et ayant des caractéristiques similaires ont plus de chances d'être acquises. Toutefois, parmi les différentes variables que l'auteur a choisies pour évaluer la profitabilité et l'efficacité financière, seule celle indiquant la création de valeur était significative, allant dans le même sens que son hypothèse. Dans leur étude, Alcade et Espitia (2003) en sont venus à des résultats selon lesquels les compagnies qui sont des cibles d'acquisition ne sont généralement pas caractérisées par une faible profitabilité ou une sous-évaluation sur le marché.

La taille de la cible

Selon la littérature, la taille de la cible semble être le facteur qui affecte le plus la probabilité qu'une compagnie soit acquise. La Haye (2009) évoque d'ailleurs même le fait que non seulement la taille des entreprises impliquées aurait un impact sur sa probabilité d'acquisition, mais également sur la prime déboursée lors de cette acquisition. Malgré le fait que dans pratiquement tous les papiers rédigés à ce sujet, les auteurs ont utilisé une variable qui mettait en relation la grosseur de la firme, et que ces auteurs prédisaient un signe négatif à cette variable (une firme plus petite aurait davantage de chances d'être acquise), les résultats ne sont pas toujours significatifs. Plusieurs méthodes ont été utilisées dans la littérature pour quantifier la taille de l'entreprise. La valeur aux livres des actifs de la firme (parfois utilisée en log) est la variable qui est principalement employée.

Espahbodi & Espahbodi (2003) ont tenté de valider l'hypothèse tout d'abord à l'aide de statistiques descriptives, alors que la différence de moyennes des « Firm size » entre les cibles et les non-cibles dans leur étude était de plus de \$200M, les non-cibles étant plus élevées. Cependant, cette variable n'était pas significative dans leur modèle multivarié de type logit. Ils n'ont donc pas pu valider cette hypothèse. Cudd, M., & Duggal, R. (2000) ont quant à eux rapporté des résultats significatifs en ce qui concerne leur variable mettant en relation la taille de la cible. De plus, le signe du coefficient fut consistant avec leur hypothèse initiale. Il n'est donc pas certain que ce facteur ait un impact sur la probabilité de fusion ou d'acquisition pour les compagnies d'assurance, mais la forte majorité des auteurs de la littérature à ce sujet s'entendent pour dire que logiquement, il devrait y en avoir un.

L'utilisation du levier financier

Le niveau d'endettement d'une compagnie est un indicateur de son risque d'insolvabilité. Il peut donc venir influencer la décision d'acquisition de la part d'un acheteur potentiel. De ce fait, Gondhalekar, Sant et Ferris (2004) ont souligné dans leur étude que le levier de la cible affectait directement les flux monétaires libres de celle-ci, dû aux dépenses en intérêts et aux remboursements en capital. Une baisse de ces flux monétaires libres futurs pourrait donc réduire l'intérêt pour des acheteurs envers cette compagnie.

Plusieurs méthodes ont été utilisées pour faire intervenir ce facteur dans le modèle prédictif. Certaines études ont intégré une variable reliée au levier financier dans la construction d'une variable muette d'équilibre entre les opportunités de croissances et les ressources disponibles. C'est cette méthode qui fut adoptée par Meghouar (2016), alors que celui-ci a utilisé le ratio de dette dans une variable binaire prenant la valeur un s'il y avait, chez la cible, une combinaison de dette élevée, faible liquidité et forte croissance ou une combinaison de dette faible, forte liquidité et faible croissance. Ses résultats par rapport à ce facteur se sont avérés concluants pour le modèle multivarié, car les coefficients liés à cette variable binaire étaient bel et bien significatifs et positifs. Cudd, M., & Duggal, R. (2000) avaient également utilisé cette variable qui incluait le levier financier de la firme. Cependant, de leur côté, en plus d'employer la même variable que Meghouar (2016), ils ont utilisé chacune des composantes de la combinaison comme variables indépendantes. La variable d'équilibre croissance-ressource s'est avérée significative et positive tout comme pour Meghouar (2016). Le coefficient de la variable de levier financier seul était quant à lui significatif mais négatif pour le premier modèle. Ces auteurs soulignent également que les ressources excédentaires chez les cibles peuvent s'avérer plus profitables lors de l'acquisition pour les projets du nouvel acheteur.

Powell (1997) a quant à lui utilisé directement une variable de levier financier, soit un ratio dette total sur le total du capital action. Ses résultats se sont avérés significatifs et positifs, mais seulement pour les transactions qui n'étaient pas hostiles. C'est donc dire que selon ses résultats, dans une situation de prise de contrôle amicale, plus la cible profite du levier financier, plus la probabilité qu'elle soit acquise est forte. Cependant, puisque les résultats de Powell (1997) diffèrent de ceux de Meghouar (2016), il est difficile d'en venir à une hypothèse claire en ce qui a trait à l'effet du levier financier sur la probabilité d'acquisition.

La santé financière de la cible

Les liquidités ainsi que les flux monétaires libres peuvent bien souvent servir comme indicateurs de santé financière de la firme, et d'autant plus lorsque l'on parle de compagnies d'assurance. Encore une fois ici, plusieurs stratégies ont été utilisées par les auteurs de la littérature pour inclure ce facteur dans leurs études. Tsagkanos, Koumanakos, Georgopoulos et Siriopoulos (2012) ont pour leur part décidé d'inclure quatre variables en lien avec les liquidités de la cible. En effet, ceux-ci ont inclus une variable liquidité court terme, une de délai pour recevoir les paiements des comptes clients, une de délai pour payer les fournisseurs et finalement une variable sur le nombre de jour où les biens restent en réserve. Ils ont émis comme hypothèse que les liquidités devraient avoir un effet positif sur la probabilité d'acquisition. Toutefois, lors de l'analyse des résultats du modèle « bootstrap mixed logit » utilisé, ils ont remarqué que seule la dernière variable énoncée s'avérait significativement différente de zéro.

En comparaison, plusieurs autres auteurs tels que Barnes (1999) et Cudd, M., & Duggal, R. (2000) ont seulement utilisé une ou deux variables pour inclure le facteur de santé financière dans leur modèle. Powell (1997) fait également parti des auteurs ayant seulement utilisé une seule construction, soit le ratio de trésorerie sur actifs totaux, dans le but de définir les liquidités disponibles dans l'entreprise. Ses résultats vont toutefois à l'encontre de l'hypothèse établie par Tsagkanos, Koumanakos, Georgopoulos et

Siriopoulos (2012), selon laquelle les liquidités influençaient positivement la probabilité d'acquisition. Une des raisons qui pourrait expliquer que les études arrivent à des conclusions différentes sur l'effet des liquidités sur la probabilité d'acquisition est que, selon plusieurs auteurs de la littérature, ce ne sont pas directement les liquidités qui affectent cette probabilité, mais bien l'équilibre entre ces liquidités, l'utilisation du levier financier et la croissance de l'entreprise. C'est-à-dire qu'autant une forte qu'une faible liquidité peut venir influencer à la hausse la probabilité d'acquisition, si celle-ci est combiné à de fortes ou à de faibles opportunités de croissance et d'utilisation du levier.

L'efficience des gestionnaires

L'inefficience des gestionnaires en place chez la cible peut être une autre motivation pour effectuer une acquisition. En effet, si l'acquéreur croit que les gestionnaires actuels ne sont pas aptes à maximiser l'efficacité et la rentabilité de l'entreprise, il sera plus simple selon lui de faire augmenter la valeur de la cible à la suite de la transaction.

Parmi les auteurs ayant utilisé cette définition se retrouve Palepu (1986), qui a utilisé le ratio de « Returns on equity » comme instrument à l'inefficience des gestionnaires. Dans son hypothèse, celui-ci anticipait un signe négatif du coefficient associé à cette variable, expliquant qu'un faible ROE se traduisait par l'inefficience des gestionnaires en place, ce qui augmentait les motivations des acquéreurs, et donc, la probabilité d'acquisition. Cependant, tout comme Cudd, M., & Duggal, R. (2000), l'auteur n'a pas eu des résultats très concluants, rapportant des coefficients de signe contraire à ce qui était anticipé. En effet, les deux recherches ont donné certains résultats où le signe du coefficient associé au ROE fut positif. Pour Cudd, M., & Duggal, R. (2000), le coefficient de cette variable fut significatif pour les 3 modèles utilisés, mais de signe positif pour le premier des trois, soit le modèle non ajusté.

Pour sa part, Powell (1997) n'a pas utilisé le même ratio dans le but de quantifier l'inefficience des gestionnaires. En effet, celui-ci a plutôt décidé de prendre les « Return on capital employed » moyen des trois dernières années, mettant en relation les bénéfices avant les intérêts et les taxes sur les actifs totaux moins les passifs courts termes, comme proxy à la performance managériale. Tout comme les précédents auteurs, un effet négatif était anticipé. Les résultats pour cette variable se sont avérés significatifs et négatifs pour les « one tailed tests » lorsque seules les transactions hostiles étaient prises en compte. Nous pourrions donc croire que lorsqu'une transaction est motivée par l'inefficience des gestionnaires en place, les acquéreurs ont tendance à utiliser une stratégie plus agressive pour acquérir la compagnie.

La redistribution de la richesse

La façon dont une entreprise redistribue ses profits peut donner un bon indicateur sur le cycle de vie dans lequel se trouve l'entreprise, mais peut également venir influencer la probabilité que celle-ci soit acquise. Deux effets s'opposent quant à l'impact des dividendes sur la probabilité d'acquisition. Tout d'abord, certains auteurs croient qu'un ratio de dividendes élevé peut empêcher une compagnie de bénéficier de toutes ses opportunités d'investissements disponibles, ce qui pourrait avoir un effet négatif sur ses flux monétaires libres à plus long terme et, du même coup, augmenter la probabilité que l'entreprise soit rachetée. Cependant, une compagnie en croissance va davantage choisir de réinvestir ses bénéfices à l'intérieur des opérations de l'entreprise, alors qu'une compagnie à maturité va avoir tendance à redistribuer ses profits aux actionnaires par l'entremise de dividendes. Nous pourrions donc croire que, suivant cette théorie, un coefficient associé à la variable ratio de dividendes suivrait le même signe que la variable taille de la cible.

C'est exactement le sens que prend l'hypothèse sur ce facteur dans l'étude de Meghouar (2016), alors que celui-ci, comme plusieurs autres auteurs, a utilisé un ratio de dividende conventionnel (dividendes/bénéfices nets) pour évaluer la redistribution de richesse du

côté de la cible. Cette composante s'avère significative seulement pour le modèle multivarié incluant la totalité de la période 1996-2007. Toutefois, dans ce cas, le coefficient lié à cette variable est positif, ce qui contredit l'hypothèse évoqué par l'auteur, mais pourrait donner raison à celle impliquant un impact positif des dividendes sur la probabilité d'acquisition.

Dans leur étude, Espahbodi & Espahbodi (2003) ont pris une direction opposée à celle de Meghouar (2016) par rapport à l'hypothèse sur l'impact de cette variable. En effet, utilisant cette fois-ci le taux de dividende comme variable proxy, ils croient qu'un faible taux de dividendes est synonyme d'opportunités de croissance plus nombreuses, et cela peut se traduire, selon eux, par un coefficient positif et négatif. Ils partagent également l'autre point de vue, en citant qu'un faible taux de dividende peut également indiquer des problèmes d'agence ainsi que des problèmes de contraintes financières, qui peuvent d'avérer des incitatifs à l'acquisition. C'est donc ce dernier argument qui a poussé les auteurs vers une hypothèse de coefficient positif. Selon l'analyse univariée de ceux-ci, le taux de dividende ne semble pas avoir un impact significatif sur la probabilité d'acquisition pour la période définie.

Bref, malgré qu'il soit très difficile de prédire les cibles de transactions, la littérature fait état de plusieurs facteurs qui peuvent venir influencer la probabilité qu'une compagnie fasse l'objet de cible d'acquisition. Celle-ci nous permet également de constater que le modèle logit est celui qui est le plus fréquemment utilisé par les auteurs.

2.3. L'influence des catastrophes naturelles

Les auteurs de la littérature en assurance et en finance sont tous d'accord sur un point, les catastrophes naturelles ont un impact sur le marché de l'assurance. Tel qu'énoncé dans la problématique, la fréquence des catastrophes naturelles croît d'année en année, en conséquence des changements climatiques. Ces changements peuvent engendrer des

pertes économiques énormes, en plus des effets sur la société. Une question que nous nous sommes posés est : Est-ce que l'industrie de l'assurance est apte à couvrir les pertes futures liées aux catastrophes naturelles? De ce fait, nous croyons que ces catastrophes auront sans aucun doute un impact sur les transactions des compagnies sur le marché de l'assurance, dû au fait que certaines d'entre-elles ne seront pas en mesure de posséder les liquidités nécessaires aux remboursements des réclamations à la suite de tels événements. Elles deviendront donc plus vulnérables et pourront, du même coup, souffrir d'insolvabilité (Cummins et al. (2002)).

Certains auteurs de la littérature se sont déjà questionnés sur le sujet de l'impact de ces conditions météorologiques sur les assureurs. Une étude faite par PricewaterhouseCoopers en 2007 questionnait différentes compagnies d'assurance sur les risques auxquels elles faisaient face.⁵ Les résultats ont démontré que les catastrophes naturelles se situaient au 2ème rang des problèmes les plus importants pour cette industrie. Les changements climatiques se sont quant à eux retrouvés au 4ème rang dans l'étude.

Les compagnies d'assurance se retrouvent donc en première ligne lorsqu'un événement du genre survient. Plusieurs compagnies d'assurance ont donc déjà adapté leur modèle d'affaire dans le but de se protéger contre cette croissance et de stabiliser leur performance. Par exemple, certaines d'entre-elles ont décidé d'augmenter leurs primes d'assurance aux clients dans les régions qui semblent être plus à risque de catastrophes. Une autre méthode utilisée depuis quelques années déjà par ces compagnies pour se protéger contre les catastrophes naturelles est la réassurance. L'évolution des modèles de risque de catastrophes figure également parmi les plus importants développements dans l'industrie des assurances au cours des 30 dernières années.⁶

⁵ PriceWaterhouseCoopers, «Too Much Regulation, Tops Insurance Risks», *Centre for the Study of Financial Information and PricewaterhouseCoopers*, news release, 2017.

⁶ GRENIER, Roger (2019). « The Role of Catastrophe Models in the Evolution of the Flood Insurance Market», *Air Worldwide Corporation*. Récupéré le 10 juin 2019 de <https://www.air-worldwide.com/Blog/The-Role-of-Catastrophe-Models-in-the-Evolution-of-the-Flood-Insurance-Market/>

D'un autre point de vue plus positif, Shelor et al. (1992) ont avancé que les catastrophes naturelles pourraient être une bonne chose pour les compagnies d'assurance. En effet, en étudiant le séisme de Loma Prieta de 1989, ils ont réalisé que cet événement a eu des répercussions significatives et positives sur le rendement des actions d'assurances. Lamb (1995) a toutefois eu des résultats contraires lorsqu'il a étudié l'effet de l'ouragan Andrew de 1992 sur le marché quelques années plus tard.

À la suite de ces deux recherches, les auteurs ont commencé à se poser davantage de questions par rapport à l'impact de ces catastrophes sur le marché de l'assurance. Berz (1997) a fait partie de ces auteurs, s'étant questionné sur les catastrophes naturelles, le « Greenhouse effect » et sur leurs impacts face à l'industrie de l'assurance. Dans son papier, il évoque qu'un facteur qui a favorisé cette influence fut la migration de la population et de certaines industries vers des régions côtières plus attirantes pour les citoyens, mais plus à risque face à certains désastres tels que les ouragans et les inondations. Le « Greenhouse effect » évoqué par l'auteur correspond à l'effet de serre, et deviendra un carburant à l'augmentation de la fréquence et de la sévérité d'événements catastrophiques dans les prochaines années, ce qui entraînera une forte hausse des conséquences pour tous les types d'assurances. Il fait ensuite état des différentes causes aux changements climatiques, dont fait partie la baisse de qualité de l'air dans certaines régions ainsi que le rétrécissement de l'épaisseur de la couche d'ozone. La hausse des températures moyennes (même si ce n'est que de quelques degrés) provoquera non seulement la fonte des glaciers ainsi que la hausse du niveau des océans, mais également une hausse du niveau d'humidité dans l'air due à l'évaporation, ce qui provoquera une augmentation de certains événements de catastrophes naturelles tels que les ouragans, les pluies torrentielles et les tornades.⁷ Berz (1997) conclut son article en mentionnant que le futur de l'industrie des assurances pourrait être en péril si les assureurs n'arrivent pas à s'adapter aux nouvelles conditions, et c'est à eux de se protéger adéquatement.

⁷ Berz 1997.

Impact des catastrophes naturelles sur le marché de l'assurance

Thomann (2013) a pour sa part analysé l'impact des catastrophes sur la volatilité des actions de différentes compagnies d'assurance. Pour ce faire, il a examiné l'impact des 10 catastrophes naturelles les plus onéreuses ainsi que de l'évènement du 11 septembre sur la volatilité des actions d'assurances et sur la corrélation entre ces actions et le marché. Ils ont démontré que ces catastrophes peuvent avoir des impacts significatifs sur la volatilité des titres. Ils ont également démontré que les rendements anormaux reliés aux catastrophes naturelles analysées contribuaient à réduire la corrélation entre les titres d'assurance et le marché, ce qui affecte la VaR d'un portefeuille pour un investisseur possédant le portefeuille de marché de même que des actions d'assurances dommages. Pour tester ses hypothèses, l'auteur a choisi d'utiliser deux modèles GARCH multivariés, car selon la littérature, ce modèle permet d'obtenir une solution différente à l'estimation de la volatilité. Ses résultats lui ont ensuite permis d'identifier certains sauts dans la volatilité des titres causés par les catastrophes, qui se concluaient par des « peaks » de volatilité. Pour tester les changements de corrélation, l'auteur a utilisé un test développé par Jennrich (1970), pour ensuite arriver aux conclusions énoncées précédemment.

Cummins et al. (2002) font également partie des auteurs qui se sont questionnés sur l'impact de ces catastrophes sur le marché de l'assurance. En effet, ceux-ci ont centré leur recherche sur la capacité du marché des compagnies d'assurance à rembourser les clients lors de catastrophes naturelles extrêmes.⁸ L'idée d'un tel scénario a forcé les parties prenantes à envisager différents scénarios, comme la réassurance du gouvernement lui-même ou un nouveau marché de capitaux servant de financement en cas de catastrophe du genre (Lewis & Murdock, 1996; Cummins et al., 2002). Certaines analyses de ces scénarios de « mega-catastrophes » avaient déjà été réalisées par des firmes de modélisation telles qu'Applied Insurance Research and Risk Management Solutions. Cummins et al. (2002) ont d'abord démontré que pour que la capacité de l'industrie soit maximisée, une condition à satisfaire est que les assureurs possèdent

⁸ L'auteur définit une catastrophe de « Big one » lorsque celle-ci dépasse les 100 milliards \$.

chacun une part identique du portefeuille de marché. De plus, une autre condition à satisfaire est que chaque assureur possède une part de réassurance qui est totalement corrélée avec les pertes totales de l'industrie. Cummins et al. (2002) arrivent à des conclusions plutôt encourageantes. En effet, selon les données de 1997, l'industrie a une capacité plutôt adéquate de payer pour les catastrophes de tailles moyennes. Toujours selon ses résultats, l'industrie pourrait payer pour plus de 98% d'une catastrophe évaluée à 20 milliards \$, et pour plus de 92% d'une catastrophe évaluée à 100 milliards \$. La capacité de l'industrie à payer pour « The big one » ayant grandement augmenté entre 1991 et 1997, nous pouvons donc croire que celle-ci a continué d'augmenter depuis 1997 et que cette capacité dépasse aujourd'hui les 95%.

Ce nouveau risque créé par l'augmentation du nombre de catastrophes pourrait toutefois rapidement se transformer en opportunités pour les compagnies d'assurance qui ont choisi de garder leurs activités en place. En effet, il s'agit d'une occasion pour les assureurs d'introduire de nouveaux instruments et produits pour s'assurer contre ces catastrophes. Mills (2009) est parti de ce principe dans le but de vérifier comment l'industrie de l'assurance s'est adaptée à ce nouveau risque. Pour ce faire, il a d'abord ressorti une liste d'activités faites par différentes compagnies, liste qui reflète certaines approches que celles-ci vont utiliser dans le but de s'adapter, puis il a séparé les activités en dix catégories. Selon l'auteur, ces activités indiquent le potentiel de nouveaux produits et services auxquels ont accès les assureurs dans le but de s'adapter aux nouvelles contraintes. De plus, toujours selon l'auteur, en tant que plus grande industrie mondiale, l'industrie de l'assurance est bien positionnée pour comprendre les besoins de la société et pour être apte à gérer l'impact de ce changement. Tout au long de son papier, Mills (2009) fait donc état des différents moyens mis en place par l'industrie pour minimiser cet impact. Pour ne nommer que ceux-là, l'auteur évoque l'élaboration de produits et services d'assurance innovateurs, la compréhension du problème de changements climatiques, la promotion de la prévention de pertes et le financement d'améliorations liées à la protection du climat comme catégories d'activité.

Rôle de l'État dans la gestion du risque de catastrophes naturelles

Gollier (2005) est un auteur qui a fait valoir son point de vue au sujet de la réassurance de telles catastrophes par le gouvernement. Selon lui, « L'existence des coûts de faillites sur les marchés financiers implique que les risques de catastrophes ne peuvent être assurés sans que le gouvernement joue le rôle de réassureur de dernier recours »⁹. Ce dernier auteur est donc en faveur de l'intervention de l'État dans la gestion du risque de catastrophes, contrairement à Mills (2009) qui semble penser que la solution se retrouve entre les mains des assureurs privés. Pour leur part, Jametti et Ungern-Sternberg (2010) ont écrit un papier dans lequel ils énoncent un problème de « risk selection » lors de partenariats privés-publics pour les assurances de catastrophes naturelles. Ils ont défini le problème de « risk selection » comme étant la situation où l'assureur privé relègue tous les hauts risques à la partie publique, et qu'il garde pour lui que les « bons risques ». Ils seraient donc davantage en accord avec l'avis de Mills (2009) sur le rôle à jouer de l'État dans la gestion du risque de catastrophes naturelles qu'avec celui de Gollier (2005).

Impact des catastrophes naturelles sur la performance des compagnies d'assurance

Pour leur part, Born et Viscusi (2006) ont choisi une nouvelle approche dans le but de déterminer l'influence des catastrophes naturelles sur les compagnies d'assurance. Ceux-ci ont déterminé deux facteurs qui peuvent affecter les assureurs, soit la fréquence (« unexpected catastrophes ») ainsi que la sévérité (« blockbuster catastrophes ») des catastrophes. Plus précisément, ils ont voulu déterminer empiriquement comment le risque de catastrophes affecte les performances des assurances habitations sur le marché. Pour ce faire, ils ont utilisé une base contenant des données basées sur Swiss Re Sigma Reports pour la période 1984-2004. Les firmes avec un nombre moins élevé de clients vont être davantage affectées par une catastrophe, car la firme va plus rapidement souffrir de pertes qui vont dépasser la valeur des primes. Le plus grand

⁹ Christian Gollier, «Some Aspects of the Economics of Catastrophe Risk Insurance», *CESifo Working Paper Series*, No. 1409, 2015. Récupéré de SSRN: <https://ssrn.com/abstract=668384>, p.11

problème lié à ces catastrophes est qu'elles sont très difficiles voir même impossible à prédire pour un assureur, et c'est ce qui les rend si risquées. Les auteurs donnent en exemple l'ouragan Katrina qui, à la suite de son passage, a provoqué la migration de la compagnie Allstate vers des territoires non-côtières en plus de provoquer la faillite de Poe Financial, quatrième plus grand assureur personnel de l'État de la Floride.

Toujours selon Born et Viscusi (2006), une compagnie d'assurance présente sur un territoire où le risque de catastrophes est élevé doit donc compenser la prime d'assurance par le fait qu'une fois aux 5 ou 10 ans, il y aura une catastrophe qui affectera beaucoup son ratio de pertes. C'est donc dire que lors d'années où il n'y a pas d'évènement, le ratio de perte de ces compagnies sera plus faible que celui d'une compagnie qui n'est pas présente sur ces territoires à risques, mais vice-versa lors d'une année de catastrophes plus fréquentes. De plus, ils ont défini les catastrophes naturelles comme étant les événements qui produisaient \$25 millions et plus en dommages assurables. La variable « unexpected catastrophes » est égale à un si le nombre de catastrophes ayant eu lieu dans l'année est plus élevé que le nombre moyen dans l'État, et la variable « blockbuster catastrophes » correspond au nombre de catastrophes parmi les 20 catastrophes les plus dommageables ayant eu lieu durant la période dans l'État. Pour calculer cet effet, ils ont performé 5 régressions incluant comme variables dépendantes le ratio de pertes, les pertes totales, le logarithme des primes reçues, le nombre de firmes dans l'État et finalement la probabilité de sortie d'une firme de l'État à la suite d'une catastrophe. Les résultats de Born et Viscusi (2006) sont consistants avec leurs hypothèses, alors que les catastrophes non prévues et les catastrophes majeures ont toutes une influence significative sur les variables dépendantes. Toutefois, ils ont trouvé quelques résultats non intuitifs. Par exemple, le risque de catastrophe réduit le montant des primes reçu, possiblement dû au fait que le montant des primes par habitant augmente, donc les propriétaires prennent le risque de ne pas s'assurer.

D'autres recherches dans la littérature se sont non seulement focalisées sur l'impact de ces catastrophes sur le marché, mais également sur les compagnies d'assurance elles-

mêmes. C'est le cas de l'étude de Benali et Feki (2017), qui se sont questionnés sur l'impact des désastres naturels sur la profitabilité des compagnies américaines d'assurance dommages pour la période de 2008 à 2012. La profitabilité sert d'indicateur de succès dans leur baisse de coûts pour une compagnie d'assurance. Plus spécifiquement, les auteurs ont calculé l'effet des catastrophes naturelles non-anticipées sur cette profitabilité. Pour ce faire, ils ont utilisé 30 compagnies d'assurance de dommages présentes lors de la période, et ont utilisé le ratio « Return on equity » comme proxy à la profitabilité. Les variables indépendantes employées pour construire leur modèle sont *UnexpFreq* (variable muette égale à 1 si le nombre de catastrophes ayant eu lieu dans l'année est supérieur à la moyenne dans l'État), *Blockbuster* (variable muette égale à 1 s'il y a eu une catastrophe provoquant plus d'un milliard en dommages dans l'année), *LossRatio* (Pertes subies divisées par les primes reçues), *PREMSURP* (ratio « premiums-to-surplus »), la grosseur de la compagnie ainsi que le volume de capital. Ils expliquent le choix de cette dernière variable par le fait qu'un certain pouvoir de marché et un accès à du capital de marché peuvent donner accès à des opportunités d'investissement qui ne sont pas disponibles à des plus petites entreprises (Amato & Wilder, 1985). Les auteurs prédisaient des coefficients positifs pour les variables grosseur de la firme, volume de capital et pour celui du ratio « premiums-to-surplus ». Ils s'attendaient donc à un impact négatif du ratio de pertes sur la profitabilité des compagnies d'assurance, de même que l'effet des deux variables muettes ajoutées au modèle pour quantifier l'impact des catastrophes.

Tel qu'anticipé, les résultats de l'étude de Benali & Feki (2017) sont cohérents avec les hypothèses posées par les auteurs. En effet, les deux variables d'intérêt se sont avérées significatives et négatives. C'est donc dire que selon leur modèle de moindre carré ordinaire, les catastrophes non anticipées ainsi que les catastrophes « majeures » ont bel et bien un impact sur la profitabilité des entreprises d'assurance. Pour ce qui est des effets des autres variables de contrôle, seule la grosseur de la firme s'est avérée non significative, alors que les trois autres facteurs suivent tous l'impact anticipé.

Bref, plusieurs études ont prouvé que les catastrophes naturelles pouvaient bel et bien avoir un effet sur les compagnies d'assurance. Cet impact a été analysé autant au niveau des rendements, de la volatilité sur le marché que sur les chiffres comptables des compagnies. Nous pouvons donc croire que ces impacts pourraient également affecter les transactions de fusions et acquisitions sur ce marché.

3. ANALYSE EMPIRIQUE

Les recherches présentées dans la revue de la littérature permettent de mieux comprendre les fondements de notre analyse et de préparer le terrain pour une étude empirique visant à évaluer les déterminants de la probabilité d'acquisition, en plus de nous permettre de découvrir si la présence de catastrophes naturelles pourrait en faire partie. Dans cette section, nous ferons le point sur les variables explicatives qui seront utilisées pour le modèle de cette recherche, et sur leur influence sur la probabilité d'acquisition. Nous résumerons également la méthode utilisée pour construire celles-ci. Le tableau 1 résume ces variables.

3.1. La probabilité d'acquisition

Ce mémoire étudie la probabilité qu'une compagnie d'assurance ait été acquise aux États-Unis et l'influence d'une catastrophe naturelle sur cette acquisition. Nous avons donc d'abord dû développer un modèle concret de probabilité d'acquisition avec des variables indépendantes sur certaines valeurs de la cible, dans le même style que ce qu'avait développé Meghouar (2016), Powell (1997 et 2004), ainsi que plusieurs autres.

Pour ce faire, nous nous sommes spécifiquement tournés vers une variable binaire prenant la valeur 1 si cette compagnie fut acquise et 0 si elle ne l'a pas été. Nous avons déterminé qu'une acquisition était complétée lorsqu'une transaction portait à 100% les blocs d'actions détenus par l'acquéreur, et que, du même coup, la cible cessait ses

fonctions sous sa bannière originale. Donc tel qu'énoncé dans la revue de littérature, nous avons séparé notre échantillon en un groupe test (échantillon d'observations où il y a présence d'acquisition) et en un groupe contrôle (échantillon d'observations sans acquisition). Toutefois, contrairement à des auteurs comme Belkaoui (1978), qui ont décidé de conserver un nombre d'observations de la même amplitude pour les deux groupes d'observations, nous avons choisi de garder toutes les observations auxquelles nous avons accès dans notre groupe contrôle pour la période 2000-2016.

3.2. Les déterminants de la probabilité d'acquisition

Dans cette section, nous allons présenter les variables de contrôle utilisées dans notre modèle, ainsi que la façon dont nous avons construit ces variables et ce qui diffère dans leur construction par rapport à la construction de variables de certains auteurs dans la littérature.

Sous-évaluation de la cible

Tout comme Brar, Giamourdis & Liodakis (2009), nous avons tout d'abord utilisé le ratio Market-to-book (MTB) dans le but de refléter l'évaluation de la cible sur le marché. Pour ce faire, nous avons divisé la valeur marchande de l'entreprise par la valeur aux livres de celle-ci. Nous avons mesuré la valeur au marché en multipliant le nombre d'actions ordinaires en circulation à la fin de l'année fiscale précédant l'observation par la valeur de l'action de l'entreprise à cette même date. La valeur aux livres de l'entreprise représente la valeur aux livres des fonds propres. Cette dernière est également représentée à la fin de l'année fiscale précédant l'observation.

Tel qu'évoqué par Cudd & Duggal (2000), nous nous attendons à un effet négatif de ce ratio sur la probabilité d'acquisition. En effet, nous croyons qu'un acquéreur est attiré par la possibilité d'investissement que représente une entreprise d'assurance sous-évaluée. Cette hypothèse est motivée par le fait qu'une compagnie avec une faible valeur de marché par rapport à sa valeur aux livres est une bonne option d'un point de vue financier, car l'acquisition de celle-ci serait complétée « à rabais ». Cela étant dit,

nous pensons que cette possibilité de profits à plus court terme liée à la sous-évaluation aura une influence plus importante sur la décision d'un acheteur que la possibilité qu'une surévaluation de la cible soit synonyme de plus grandes opportunités de croissance pour la cible.

Par la suite, dans l'objectif de bien cerner le facteur d'évaluation de la cible par le marché, nous avons également intégré à notre modèle le ratio Price-earning (P/E). Celui-ci représente le prix de l'action par rapport aux bénéfices par action, ce qui permet à un futur acheteur de savoir si le prix de l'action représente bien la rentabilité de l'entreprise. Du point de vue de Meghouar (2016), ce dernier vient jouer sensiblement le même rôle que le ratio « Market-to-book ».

Performance de la cible

Nous avons décidé d'inclure la croissance des ventes de la dernière année dans notre analyse dans le but de refléter la performance de l'entreprise. Nous définissons la croissance des ventes de la cible comme la croissance en pourcentage des revenus de la firme par rapport à l'année précédente. Tout comme les ratios précédents, nous calculons cette croissance à la fin de la dernière année fiscale précédant l'observation. Deux effets peuvent s'opposer en ce qui a trait à l'impact de cette croissance sur la probabilité d'acquisition. D'une part, tel qu'évoqué par Kitching (1974), nous croyons qu'une bonne performance passée de la cible aura des incidences positives sur la probabilité d'acquisition. En effet, nous croyons que de bonnes performances dans les dernières années au niveau du chiffre d'affaire attireront des investisseurs qui voudront en profiter pour faire un bon rendement. Toutefois, tout comme l'ont évoqué Morck, Shleifer et Vishny (1988), une piètre performance d'une cible dans les dernières années peut être une motivation pour certains acheteurs de réaliser un gain en changeant les gestionnaires en place dans la compagnie. Ainsi, selon les auteurs, une firme qui affiche une moins bonne performance peut être plus alléchante pour un acquéreur. Malgré l'incertitude entourant l'effet de cette variable, nous pensons tout de même que l'effet

d'une bonne performance sur la cible aura un effet positif sur la probabilité d'acquisition. C'est pourquoi nous anticipons un coefficient positif pour cette variable.

Toujours dans le but d'inclure complètement la performance de la cible dans notre modèle, nous avons également décidé d'inclure la marge nette de la cible parmi les variables de contrôle. Celle-ci est construite en divisant les bénéfices nets d'impôts et d'intérêts par les revenus établis à la fin de la dernière année fiscale précédant l'observation. Alors que les deux mêmes effets que la variable précédente pouvaient semer un doute dans la direction que prendra le coefficient, nous croyons que celle-ci aura le même effet que la croissance des ventes, soit un effet positif sur la probabilité d'acquisition.

Taille de la cible

Comme nous l'avons spécifié dans la revue de littérature, la taille de l'entreprise joue sans contredit un rôle important dans les processus de fusions et acquisitions d'entreprises, quelle que soit l'industrie ou le domaine dans lesquels les entreprises concernées dans le processus sont issues. Notre variable représentant celle-ci fut construite en utilisant le logarithme des actifs totaux de la cible, à la fin de l'année fiscale précédant l'observation. Tel qu'énoncé plus tôt, plusieurs auteurs de la littérature s'entendent pour dire que la taille de la cible a une influence négative sur l'acquisition. Entre autres, les coûts d'acquisition ainsi que les coûts d'intégration plus élevés liés à l'achat de plus grandes firmes contribuent à dissuader les acquéreurs potentiels et rend ces grandes entreprises moins alléchantes. Un autre facteur qui, selon nous, peut contribuer à l'attraction des acquéreurs pour les firmes plus petites est le cycle de vie dans lequel se retrouve l'entreprise. En effet, les firmes de moindre taille se retrouvent plus souvent dans un cycle de croissance, ce qui peut motiver un investisseur.

Notre hypothèse en lien avec la taille de la cible est donc que nous nous attendons à ce qu'une plus grosse compagnie d'assurance en termes d'actifs soit moins attrayante pour

un acquéreur qu'une plus petite. Le coefficient relié à cette variable devrait donc être de signe négatif.

Utilisation du levier financier

Le niveau d'endettement de la cible est sans contredit un facteur pris en compte par les acquéreurs avant qu'une transaction n'ait lieu et doit faire partie d'une analyse visant à évaluer la probabilité d'acquisition et de ses déterminants. Nous avons décidé de ne pas inclure un ratio sur la balance croissance-ressource, mais d'inclure uniquement des variables individuelles liées à l'endettement. Nous avons donc choisi d'inclure deux ratios dans le but d'évaluer l'utilisation du levier financier par l'entreprise. D'abord, nous avons intégré dans notre modèle un ratio de dette financière, qui agit comme ratio de solvabilité. Nous estimons ce ratio en évaluant la dette long terme contractée par la cible sur ses actifs totaux. Ensuite, comme second facteur d'endettement, nous avons choisi d'inclure dans notre modèle le ratio « multiplicateur des fonds propres » dans l'objectif de comprendre quelle portion des actifs totaux de l'entreprise est financée par les fonds propres. Ce dernier est estimé en calculant la valeur des actifs sur la valeur des fonds propres de la compagnie, encore une fois à la fin de l'année fiscale précédant l'année de l'observation.

L'effet qu'aura l'endettement sur la probabilité d'acquisition reste toutefois mitigé. D'une part, un fort endettement chez la cible peut être attirant pour un acquéreur, puisque cela démontre que l'entreprise est belle et bien apte à gérer ses liquidités et utilise l'avantage que peut apporter le levier financier. Une cible possédant déjà une bonne réputation auprès des créanciers peut également être avantageux lors de l'acquisition. D'autre part, une compagnie d'assurance ayant un faible levier financier peut également attirer les acquéreurs pour plusieurs raisons. En effet, cela peut être vu comme une opportunité pour les investisseurs de pouvoir utiliser ce levier dans le but d'augmenter la croissance de la cible, la valeur de la cible et, du même coup, d'augmenter ses rendements. De plus, tel que mentionné par Gondhalekar, Sant et Ferris (2004), une dette élevée peut venir affecter négativement les flux monétaires et les

liquidités par l'entremise des charges d'intérêts et des remboursements de capital, ce qui pourrait être mal vu par des futurs acheteurs.

Notre hypothèse sur ce facteur ira donc dans le sens de ce dernier argument, et nous anticipons un effet négatif de l'endettement sur la probabilité d'acquisition.

Santé financière de la firme

Notre hypothèse concernant l'influence des catastrophes naturelles sur la probabilité d'acquisition est qu'une compagnie d'assurance dont une forte proportion de ses clients est composée de victimes d'une catastrophe naturelle subira une vague de réclamations. Cette vague affectera sans aucun doute l'assureur lui-même, qui devra avant tout s'assurer d'être bien réassuré, comme l'ont mentionné Cummins et al. (2002), et d'avoir assez de liquidités pour bien rembourser tous ces clients. Un manque de liquidités contribuera à faire diminuer la valeur de la compagnie, et de rendre celle-ci plus alléchante pour un acquéreur. Nous croyons donc que la santé financière a bel et bien une influence sur la probabilité d'acquisition.

Pour quantifier ce facteur, nous avons décidé d'inclure dans notre analyse deux variables liées aux liquidités. Tout d'abord, tel que l'a fait La Haye (2009) lors de son analyse sur les déterminants de la prime d'acquisition, nous avons construit la variable des flux monétaires disponibles obtenue en soustrayant des revenus opérationnels avant dépréciation les impôts totaux, les changements dans les crédits d'impôts et d'investissements différés, les dépenses d'intérêt, les dividendes privilégiés ainsi que les dividendes ordinaires. La valeur de cette variable est ensuite obtenue en prenant la proportion de ce total par rapport aux actifs totaux de la cible. La seconde variable utilisée est le ratio de liquidité de la cible. Ce ratio fut construit en prenant le ratio des actifs courts termes (encaisse, comptes clients et investissements courts termes) sur les passifs courts termes (comptes fournisseurs et dettes courts termes).

Si l'on suit notre raisonnement en lien avec l'influence des catastrophes naturelles, nous croyons que celles-ci affecteront négativement les liquidités des entreprises touchées, ce qui contribuera à l'augmentation de l'intérêt des acheteurs pour la compagnie. Nous anticipons donc un effet négatif de ces deux variables sur la probabilité d'acquisition en présence de catastrophes naturelles.

Efficiencia des gestionnaires

Nous nous intéressons également à l'efficiencia des gestionnaires en place du côté de la cible, sachant que, comme mentionné dans la revue de littérature, ce facteur peut être une motivation directe pour une acquisition. Tout comme Palepu (1986), nous avons utilisé le ratio de rendement des capitaux propres dans le but de quantifier cette efficiencia. Ce ratio est calculé en effectuant un ratio des bénéfices nets sur la valeur des fonds propres de l'entreprise. Il a été évoqué dans la littérature qu'un gestionnaire efficiencia et efficace serait apte à utiliser adéquatement les fonds propres de la compagnie dans l'objectif de générer des bénéfices.

Tout comme l'ont évoqué Cudd, M., & Duggal, R. (2000), nous anticipons un effet négatif de cette variable sur la probabilité d'acquisition, dû au fait qu'une inefficiencia des gestionnaires en place chez la cible peut motiver un acquéreur à prendre possession de la compagnie, d'y changer les gestionnaires en place et ainsi de maximiser l'efficacité de la cible. De plus, il a été prouvé par Agrawal & Jaffe (1996), à l'aide des rendements anormaux de la cible, que les acquisitions permettaient de discipliner l'équipe de gestionnaires en place, ce qui met encore plus de poids sur notre hypothèse.

Redistribution de la richesse

Nous avons vu plus tôt que l'influence de la redistribution de la richesse de l'entreprise sur la probabilité que celle-ci soit acquise peut prendre plusieurs directions. En effet, alors que dans certaines études les hypothèses sur l'effet de ce facteur sur la probabilité d'acquisition étaient positives, certains autres auteurs croyaient que les dividendes avaient une influence négative car un faible taux de dividende peut refléter un problème

d'agence dans l'entreprise ainsi qu'un problème de liquidité, deux facteurs qui augmentent la probabilité d'acquisition.

Pour notre part, comme l'ont fait plusieurs auteurs tels que Meghouar (2016), nous avons choisi d'utiliser le ratio de dividendes pour évaluer cet effet. Ce ratio représente la proportion que prend la valeur des dividendes versés sur la valeur totale des actions de la cible. Nous prévoyons que le coefficient associé à cette variable sera de signe négatif. Effectivement, nous croyons qu'un faible taux de dividende est plus susceptible de faire monter l'intérêt d'un investisseur pour la cible que le contraire. Dans cette optique, un faible taux de dividendes est synonyme d'entreprise en croissance, ce qui est plus attirant pour les acquéreurs, selon nous.

Autres déterminants

Plusieurs autres variables et facteurs différents d'une étude à l'autre ont été ajoutés aux modèles de la littérature dans le but de fournir une analyse plus complète. Par exemple, c'est le cas de Espahbodi & Espahbodi (2003), qui ont choisi d'inclure une variable muette prenant la valeur 1 si la cible se retrouvait dans l'État du Delaware. La raison pour laquelle ils ont choisi d'inclure cette variable est que les lois dans cet État sont très strictes. Un acquéreur peut donc utiliser les lois « anti-takeover » présentes dans cet État pour avoir un meilleur prix sur ses acquisitions. Ils anticipaient bien évidemment un signe positif de cette variable sur la probabilité d'acquisition. Pour notre part, nous avons décidé d'inclure dans notre modèle d'analyse quelques variables supplémentaires qui, selon nous, pouvaient affecter la probabilité d'acquisition.

Tout d'abord, dans l'objectif de compléter l'analyse des ratios comptables et financiers de la cible, nous avons ajouté le ratio de rotation des actifs parmi les variables de contrôle. Ce même ratio avait également été inclus dans le modèle de Meghouar (2016) comme ratio d'activité. Celui-ci est construit en utilisant les ventes totales de la cible sur ses actifs totaux, dans l'objectif de quantifier l'efficacité dans la gestion des actifs.

Puisque ce facteur aurait tout aussi bien pu être inclus dans la section performance de la cible que dans la section efficience des gestionnaires, nous avons choisi de le garder pour cette section. Selon nous, l'impact de ce facteur sur la probabilité d'acquisition devrait s'avérer négatif.

Ensuite, puisque nous travaillons avec une base de données contenant des compagnies d'assurance et que l'information sur le pourcentage de clients dans chaque État que possède chaque compagnie d'assurance n'est pas disponible, nous avons dû utiliser l'État du quartier général de la compagnie comme proxy au territoire dans lequel la compagnie exerçait ses activités. Bien entendu, certaines régions sont plus propices à l'implantation de quartiers généraux pour ces compagnies d'assurance. Nous avons donc décidé d'inclure dans notre modèle une variable qui comporte le nombre de quartiers généraux présents dans l'État de la cible tout au long de la période.

Finalement, dans le but de filtrer les données pour les quartiers généraux étant présents dans des régions qui sont davantage à risque de catastrophes naturelles, nous avons choisi d'ajouter des variables dichotomiques (D1, D2, D3 et D4) prenant la valeur 1 si le quartier général de la compagnie se retrouve dans cette région. Ces régions ont été délimitées, tel qu'illustré dans la figure 5 de l'annexe B, en fonction du potentiel de catastrophe pouvant avoir lieu dans ces régions (côte est des États-Unis, côte du golfe du Mexique, région centrale ainsi que la région ouest des États-Unis). Nous utiliserons également ces régions pour construire des variables de catastrophes naturelles groupées. Toutefois, pour prévenir les biais, nous soustrairons ces variables dichotomiques du modèle lorsque nous ferons intervenir les variables de catastrophes naturelles groupées.

3.3. L'influence des catastrophes naturelles

Les recherches antérieures ont bel et bien montré que les catastrophes naturelles, peu importe leur nature, influençaient les compagnies d'assurance ainsi que le marché de l'assurance aux États-Unis. Toutefois, malgré qu'il soit fréquent qu'une transaction dans le secteur de l'assurance soit motivée par une faillite de la cible ou une possibilité

de faire un rendement élevé pour l'acquéreur, bien peu sinon aucune de ces recherches ne s'est questionnée à savoir si cette influence avait des répercussions sur les fusions et acquisitions entre ces compagnies. Selon nous, une catastrophe naturelle qui touche une partie de la clientèle de l'assureur peut sans aucun doute venir affecter celui-ci s'il n'a pas les liquidités nécessaires pour rester viable, et du même coup venir ouvrir la porte à la vente de la compagnie. C'est pourquoi nous avons décidé d'inclure dans notre modèle quatre variables principales et quatre variables supplémentaires par rapport aux statistiques de ces catastrophes, dans le but de valider le lien entre les événements de catastrophes naturelles ainsi que la probabilité d'acquisition d'une compagnie d'assurance. Nous testerons donc s'il existe une relation significative entre la probabilité d'acquisition d'une compagnie et les différentes variables utilisées pour quantifier l'effet d'une catastrophe naturelle sur cette compagnie.

Premièrement, nous avons utilisé dans notre modèle une variable répertoriant la somme des estimations de paiements d'assurance à la suite de catastrophes naturelles ayant eu lieu l'année avant l'observation dans l'État où se retrouve le quartier général de la cible. Nous avons également construit cette même variable, mais pour les paiements contractés deux ans avant l'observation, toujours dans l'État de la compagnie cible. Le raisonnement derrière le choix de ces deux variables est que nous souhaitons avoir une variable qui, non seulement quantifie la fréquence des catastrophes ayant eu lieu dans l'année précédant l'observation et deux ans avant, mais qui quantifie également la sévérité de ces catastrophes. Le total des paiements d'assurance estimés est donc bien établi pour remplir ce rôle. Nous prévoyons que ces deux variables affecteront positivement la probabilité d'acquisition des compagnies, bien que nous croyons qu'une catastrophe qui a eu lieu deux ans avant l'observation ait une influence encore plus marquante, puisque nous anticipons des effets à plus long terme. Nous avons choisi de mettre cette variable en logarithme dans l'intention d'alléger les résultats et de réduire le « skewness » des données.

Deuxièmement, nous avons également choisi d'insérer dans notre modèle une variable contenant seulement le nombre de catastrophes naturelles ayant eu lieu dans l'État du quartier général de la compagnie un an et deux ans avant l'observation. Cette variable peut servir à calculer si les fréquences de ces catastrophes affectent les compagnies d'assurance. Dans la littérature, seuls les « blockbusters catastrophes » ainsi que les catastrophes non anticipées ont été analysés par Born & Viscusi (2006). Pour notre part, nous avons décidé d'inclure dans nos variables de catastrophes tous les événements du genre ayant eu lieu, peu importe leur sévérité. Tout comme pour les deux variables de paiements d'assurance estimés, nous anticipons un effet positif de ces facteurs sur la probabilité d'acquisition. Nous estimons qu'un nombre plus élevé de catastrophes affectera à la baisse les liquidités des entreprises d'assurances touchées, et donc affectera à la hausse la probabilité de transaction. Cet effet sera, selon nous, davantage présent pour les catastrophes qui ont lieu deux ans avant l'observation, car nous croyons que celles-ci affecteront les chiffres de la cible l'année suivante, soit l'année fiscale à laquelle se rapportera l'acquéreur qui veut effectuer une acquisition au temps t .

Finalement, étant donné qu'une compagnie d'assurance aux États-Unis peut avoir une clientèle dispersée dans plusieurs régions et que ces données sont plutôt difficilement accessibles, nous avons utilisé les régions d'États établies plus tôt dans l'objectif de construire des variables de catastrophes naturelles qui englobaient davantage de territoires, et donc qui représentaient davantage la réalité. De ce fait, nous avons calculé la totalité des paiements d'assurance estimés ainsi que le nombre de catastrophes ayant eu lieu dans chacune des régions à chacune des années, pour ensuite construire quatre nouvelles variables soit le total des paiements d'assurance estimés suite aux catastrophes en $t-1$ et en $t-2$, ainsi que le nombre de désastres naturels ayant eu lieu dans le groupe d'États du quartier général de l'entreprise en $t-1$ et $t-2$. Tout comme nos variables de catastrophes initiales, nous anticipons des coefficients positifs pour ces quatre variables de groupe.

Tableau 1 : Description des variables explicatives du modèle

Variable explicative	Signe prédit	Méthode de construction et source des données
1) Déterminants de la probabilité		
Market-to-book	-	Prix de l'action (Compustat #24) * Nombre d'actions en circulation (Compustat #25) / Valeur au livre des fonds propres (Compustat #60).
Ratio P/E	-	Prix de l'action (Compustat #24) / Revenu par action (Compustat #58).
Croissance des ventes	+	(Ventes totales (Compustat #12) au temps t - Ventes totales au temps t-1) / Ventes totales au temps t-1 où t représente la fin de l'année fiscale la plus récente avant l'annonce de la transaction.
Marge nette	+	Bénéfices nets (Compustat #172) / Ventes totales (Compustat #12).
Taille de la cible	-	Logarithme (Actifs totaux (Compustat #6)).
Ratio de dette	-	Dette long terme (Compustat #9) / Actifs totaux (Compustat #6)
Multiplicateur des fonds propres (levier financier)	-	Actifs totaux (Compustat #6) / Valeur des fonds propres (Compustat #60)
Flux monétaires disponibles	-	(Revenu opérationnel avant dépréciation (Compustat #13) - Impôts totaux sur le revenu (Compustat #16) - Changement dans les crédits d'impôts et d'investissements différés (Compustat #35) - Dépenses d'intérêts (Compustat #15) - Dividendes privilégiés (Compustat #19) - Dividendes ordinaires (Compustat #21)) / Actifs totaux (Compustat #6).

Variable explicative	Signe prédit	Méthode de construction et source des données
Ratio de liquidités	-	(Encaisse + Investissements courts termes (Compustat #1) + Comptes clients (Compustat #2)) / (Comptes fournisseurs (Compustat #70) + Dette court terme (Compustat #34))
Rendement des capitaux propres	-	Bénéfices nets (Compustat #172) / Valeur des fonds propres (Compustat #144)
Ratio de dividendes	-	Dividende par action (Compustat #26) / Prix de l'action (Compustat #24)
Rotation de l'actif	-	Ventes totales (Compustat #12) / Actifs totaux (Compustat #6).
Nombre de QG dans l'État	+	Variable qui prend la valeur du nombre de quartiers généraux présent dans l'État de l'observation entre 1998 et 2017 (Compustat variable « <i>State of Incorporation</i> »).
Groupe d'États #1	+	Variable dichotomique prenant la valeur 1 si le quartier général de la cie. se retrouve dans la région de la côte-est américaine. (Compustat)
Groupe d'États #2	+	Variable dichotomique prenant la valeur 1 si le quartier général de la cie. se retrouve dans la région du sud / Golfe du Mexique. (Compustat)
Groupe d'États #3	-	Variable dichotomique prenant la valeur 1 si le quartier général de la cie. se retrouve dans la région centrale des États-Unis. (Compustat)
Groupe d'États #4 ¹⁰	-	Variable dichotomique prenant la valeur 1 si le quartier général de la cie. se retrouve dans la région ouest. (Compustat)

2) Catastrophes naturelles

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 (Source : VERISK)
--------------------------------------	---	--

¹⁰ Cette variable ne sera pas incluse directement dans le modèle, dans le but d'éviter les biais liés à un prédicteur parfait. Elle sera toutefois présente dans la constante.

Variable explicative	Signe prédit	Méthode de construction et source des données
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 (Source : VERISK)
Nombre de catastrophes naturelles en t-1	+	Nombre de catastrophes naturelles ayant eu lieu dans l'État l'année avant l'observation (Source : VERISK)
Nombre de catastrophes naturelles en t-2	+	Nombre de catastrophes naturelles ayant eu lieu dans l'État deux ans avant l'observation (Source : VERISK)
Paiements d'assurance estimés dans le groupe d'États de la compagnie en t-1	+	Somme des paiements d'assurance estimés à la suite de catastrophes naturelles ayant eu lieu dans la région l'année avant l'observation, évaluée en logarithme (Source : VERISK)
Paiements d'assurance estimés dans le groupe d'États de la compagnie en t-2	+	Somme des paiements d'assurance estimés à la suite de catastrophes naturelles ayant eu lieu dans la région deux ans avant l'observation, évaluée en logarithme (Source : VERISK)
Nombre de catastrophes naturelles dans le groupe d'États de la compagnie en t-1	+	Nombre de catastrophes naturelles ayant eu lieu dans la région l'année avant l'observation (Source : VERISK)
Nombre de catastrophes naturelles dans le groupe d'États de la compagnie en t-2	+	Nombre de catastrophes naturelles ayant eu lieu dans la région deux ans avant l'observation (Source : VERISK)

4. MÉTHODOLOGIE

Dans cette section, nous allons d'abord présenter les différents modèles utilisés pour notre analyse. Nous décrirons par la suite notre échantillon de façon détaillée, tant au niveau de la construction de celui-ci que de ses composantes. Finalement, nous exposerons les statistiques descriptives de la probabilité d'acquisition, ainsi que de nos variables explicatives.

4.1 Modèles économétriques

4.1.1 Données individuelles

Tel que présenté précédemment, nous avons décidé d'estimer un modèle économétrique qui a fréquemment été utilisé dans la littérature lorsque la probabilité d'acquisition était le sujet principal de la recherche, soit le modèle logit. Pour notre part, puisque notre échantillon (que nous allons analyser plus précisément dans la prochaine sous-section) comporte plusieurs observations dans le temps pour chaque compagnie d'assurance, nous avons opté pour un logit de panel. Notre modèle se présente comme suit :

$$\begin{aligned} DummyM\&A_{it} = & \beta_0 + \beta_1 Market - to - book_{it} + \\ & \beta_2 CroissancedesVentes_{it} + \beta_3 TailedelaCible_{it} + \beta_4 RatiodeDettes_{it} + \\ & \beta_5 FMDisponibles_{it} + \beta_6 ROE_{it} + \beta_7 RatiodeLiquidités_{it} + \\ & \beta_8 MargeNette_{it} + \beta_9 RotationActifs_{it} + \beta_{10} LevierFinancier_{it} + \\ & \beta_{11} RatioDividendes_{it} + \beta_{12} RatioPE_{it} + \beta_{13} NbHQ_{it} + \beta_{14} STGrp1_{it} + \\ & \beta_{15} STGrp2_{it} + \beta_{16} STGrp3_{it} + \beta_{17} LogEstCATt1_{it} + \beta_{18} LogEstCATt2_{it} + \\ & \beta_{19} NbCATt1_{it} + \beta_{20} NbCATt2_{it} + \beta_{21} LogTotalEstPmtGrpt1_{it} + \\ & \beta_{22} LogTotalEstPmtGrpt2_{it} + \beta_{23} LogTotalEstPmtGrpt3_{it} + \\ & \beta_{24} LogTotalEstPmtGrpt4_{it} + \beta_{25} NbCATGrpt1_{it} + \beta_{26} NbCATGrpt2_{it} + \\ & \beta_{27} NbCATGrpt3_{it} + \beta_{28} NbCATGrpt4_{it} + C_i + \varepsilon_{it} , \end{aligned}$$

où C_i représente la composante du terme d'erreur dans le modèle de base d'une régression avec des estimateurs à effets aléatoires qui sont 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 « effets aléatoires ». C'est donc dire que nous avons $V_i = C_i + \varepsilon_{it}$ qui représente notre terme d'erreur, et β_0 qui représente notre constante. Il est important de mentionner une hypothèse très forte de ce modèle, soit $cov(C_i, X_{it}) = 0$.

Les variables qui vont davantage retenir notre attention sont LogEstCATt1, LogEstCATt2, NbCATt1, NbCATt2, LogTotalEstPmtGrpT1, LogTotalEstPmtGrpT2, NbCATGrpT1 et NbCATGrpT2, en plus de leur coefficient respectif β_{17} à β_{28} . Ce sont ces variables qui nous permettront de bien cerner l'influence des catastrophes naturelles sur notre probabilité d'acquisition. Si certaines parmi elles sont significatives, cela voudra donc présager que nos hypothèses tiennent la route et qu'il y a bel et bien une relation entre les deux types d'évènements. Il est à noter que ces variables sont complètement exogènes et peuvent représenter un lien de causalité. Il faudra ensuite analyser le signe de ces coefficients pour voir comment se traduit cet impact. Nous allons varier l'intégration de ces variables à notre modèle dans le but de vraiment bien cerner l'influence de chacune d'entre-elles. À noter que la totalité des régressions que nous avons effectuées dans ce mémoire ont été effectuées avec des écarts-types robustes.

Puisque notre modèle se base sur une régression non-linéaire de type logit, nous devons donc utiliser la propension à ce qu'il y ait présence d'acquisition ainsi qu'une fonction de vraisemblance. Notre modèle de type logit sera donc composé comme suit :

$$Prob (DummyM\&A_{it} = 1|X_{it}) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta X_{it})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta X_{it})}$$

où

$DummyM\&A_{it} = 1$ lorsque la compagnie i a été la cible d'une acquisition au temps t

β est un vecteur de coefficients

X_{it} est un vecteur de variables :

$$X_{it} = \{ \text{Markettobook}_{it}, \text{CroissancedesVentes}_{it}, \text{TailedelaCible}_{it}, \text{RatiodeDettes}_{it}, \\ \text{FMDisponibles}_{it}, \text{ROE}_{it}, \text{RatiodeLiquidités}_{it}, \text{MargeNette}_{it}, \text{RotationActifs}_{it}, \\ \text{LevierFinancier}_{it}, \text{RatioDividendes}_{it}, \text{RatioPE}_{it}, \text{NbHQ}_{it}, \text{STGrp1}_{it}, \text{LogEstCATt1}_{it}, \\ \text{LogEstCATt2}_{it}, \text{NbCATt1}_{it}, \text{NbCATt2}_{it}, \text{LogTotalEstPmtGrpt1}_{it}, \\ \text{LogTotalEstPmtGrpt2}_{it}, \text{NbCATGrpt1}_{it}, \text{NbCATGrpt2}_{it}, \text{LogTotalEstPmtGrpt1}_{it} \}$$

Puisque nous avons, dans notre modèle principal, à estimer une régression à plusieurs variables, nous devons nous assurer qu'il n'y a pas de problèmes de multi-colinéarité entre nos variables indépendantes. Pour vérifier cette condition, nous avons estimé la matrice de corrélation entre les variables explicatives et la présentons dans le tableau 2.¹¹ Cette matrice nous informe également de la significativité de ces coefficients de corrélation.

Comme nous pouvons le constater, notre modèle ne semble pas présenter de problèmes de corrélation élevés. Malgré le fait que certaines corrélations entre les variables indépendantes du modèle soient significatives, si l'on se réfère à Kennedy (1985), un problème de multi-colinéarité existe lorsque la corrélation entre deux variables est supérieure à 0.8. Dans notre cas, aucune corrélation significative n'est supérieure à 0.599 en valeur absolue. Nous pouvons donc dire sans se tromper que notre modèle ne présente pas de problème de multi-colinéarité.

¹¹ Les coefficients de corrélation entre les variables de groupes d'États et les autres variables explicatives du modèle sont présents dans le tableau 13 de l'annexe B.

Tableau 2 : Corrélations entre les variables indépendantes

* signifie que le coefficient est significatif à 5%, ** 10% et ***1%

	Market-to-book	Croissance des ventes	Taille de la cible	Debt Ratio	Flux Monétaires disponibles	ROE	Liquidity Ratio	Net margin	Assets Rotation	Financial Leverage	Dividend Ratio	P/E ratio	Nb. HQ	LogEstCATt1	LogEstCATt2	NbCATt1	NbCATt2
Market-to-book	1.000																
Croissance des ventes	0.023	1.000															
Taille de la cible	0.167***	-0.0821**	1.000														
Debt Ratio	-0.027	0.022	-0.0769**	1.000													
Flux Monétaires disponibles	0.175***	-0.001	0.145***	0.008	1.000												
ROE	-0.317***	-0.043	0.0636*	-0.0821**	-0.024	1.000											
Liquidity Ratio	-0.034	-0.011	0.014	-0.016	0.006	-0.010	1.000										
Net margin	0.001	0.002	0.023	0.010	0.000	-0.001	0.006	1.000									
Assets Rotation	0.018	0.212***	-0.429***	0.155***	0.008	0.041	-0.019	0.006	1.000								
Financial Leverage	0.283***	-0.042	0.359***	-0.104***	0.028	-0.454***	0.035	0.008	-0.336***	1.000							
Dividend Ratio	0.002	-0.015	-0.053	-0.031	0.006	-0.021	0.003	-0.004	0.0635*	0.014	1.000						
P/E ratio	0.055	-0.019	0.009	-0.045	0.012	0.014	-0.010	0.001	-0.015	-0.040	-0.0754**	1.000					
Nb. HQ	0.0833**	-0.001	0.0562*	0.050	-0.002	-0.010	-0.0572*	0.010	0.119***	-0.025	0.0647*	-0.020	1.000				
LogEstCATt1	-0.0728**	0.043	-0.0629*	0.0911**	-0.0661*	0.000	0.025	0.028	0.112***	-0.0711*	0.002	-0.032	0.275***	1.000			
LogEstCATt2	-0.006	-0.017	-0.0598*	0.031	-0.0917**	-0.032	0.032	0.052	0.022	-0.0616*	0.0601*	0.033	0.287***	0.309***	1.000		
NbCATt1	0.032	0.000	0.003	0.0872**	0.006	-0.012	0.010	-0.007	-0.008	-0.027	0.011	0.014	0.303***	0.462***	0.273***	1.000	
NbCATt2	-0.015	0.023	-0.024	0.039	0.012	0.012	-0.018	0.034	0.014	-0.0551*	0.011	0.050	0.292***	0.355***	0.465***	0.316***	1.000

4.1.2 Données agrégées

Nous allons par la suite effectuer une analyse complémentaire à celle-ci, dans le but de confirmer ou d'infirmer l'influence des catastrophes naturelles sur les fusions et acquisitions des compagnies d'assurance. Pour ce faire, nous allons utiliser des données agrégées des différents États. Nous prendrons le nombre de fusions et acquisitions ayant eu lieu dans cet État l'année de l'observation comme variable dépendante. Notre vecteur de variables indépendantes sera constitué de certaines variables économiques de contrôle en lien avec chaque État, en plus des variables explicatives sur le nombre de catastrophes ainsi que le total des paiements estimés d'assurance qui ont été déclarés encore un fois dans l'État de l'observation. Le modèle agrégé, qui inclura une régression avec des données longitudinales, sera représenté comme suit :

$$\begin{aligned} NbdeM\&A_{it} = \beta_0 + \beta_1 StateGrp1_{it} + \beta_2 StateGrp2_{it} + \beta_3 StateGrp3_{it} + \\ &\beta_4 PerCapitaRealGDP_{it} + \beta_5 PCEperCapitaFinancialservice_{it} + \\ &\beta_6 PCEperCapitaRecreationalGood_{it} + \beta_7 GrowthGDPperCapitaChange_{it} + \\ &\beta_8 PerCapitaPersonalIncome_{it} + \beta_{14} LogEstCATt1_{it} + \beta_{15} LogEstCATt2_{it} + \\ &\beta_{16} NbCATt1_{it} + \beta_{17} NbCATt2_{it} + C_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Nous reviendrons sur ce modèle dans la section 6.

4.2 Nature de l'échantillon

4.2.1 Méthode de construction des données de l'échantillon

L'échantillon que nous avons utilisé dans ce mémoire vient principalement de trois bases de données distinctes. Nous avons tout d'abord cerné trois catégories de compagnies d'assurance aux États-Unis qui pouvaient, selon nous, être affectées par des désastres naturels, soit les assurances vie (SIC #6311), les assurances santé et

accident (SIC #6321) ainsi que les assurances dommage (SIC #6331)¹². Par la suite, à l'aide de la base de données SDC Platinum, nous souhaitons faire ressortir toutes les transactions impliquant des cibles américaines faisant partie de ces classes d'assureurs. Le but étant que, par la suite, nous soyons capables d'aller chercher les chiffres de ces entreprises cibles à l'aide de la base de données principale pour les assurances aux États-Unis, NAIC. Toutefois, dû à des problèmes de « matching » entre les deux bases de données, nous n'avons pas pu utiliser les données de la National Association of Insurance Commissioners. Nous nous sommes donc tournés vers la base de données Compustat pour avoir accès aux données des compagnies. L'utilisation de cette base nous a toutefois restreint à des cibles qui sont publiques seulement. Notre base de données sur les acquisitions est donc passée de 1219 transactions dans la période 1990-2017 à 182 transactions. Par la suite, les transactions pour lesquelles les données comptables des cibles n'étaient pas disponibles ont également été supprimées, ce qui amenait notre échantillon à 159 transactions, donc 159 cibles.

Pour construire notre échantillon du groupe contrôle, nous avons fait ressortir la totalité des compagnies d'assurance publiques ayant exercé leurs activités dans la période 1990-2017 sur Compustat, dans l'objectif de calculer les mêmes variables que pour les cibles.

Finalement, pour faire ressortir les données sur les catastrophes naturelles ayant eu lieu aux États-Unis lors de la période étudiée, nous avons utilisé la base de données VERISK, qui nous permet d'avoir un recensement des catastrophes telles que les tempêtes d'hiver, les ouragans, les inondations, les tempêtes tropicales, les orages importants, en plus de certains feux de forêts et tremblements de terre. Cette base nous a permis d'avoir accès à plusieurs variables, dont les paiements d'assurance estimés à la suite de ces catastrophes.

¹² NAICS Association (2019). *Standard Industrial Code Divisions*. Récupéré le 10 mai 2019 de <https://www.naics.com/standard-industrial-code-divisions/?code=63>.

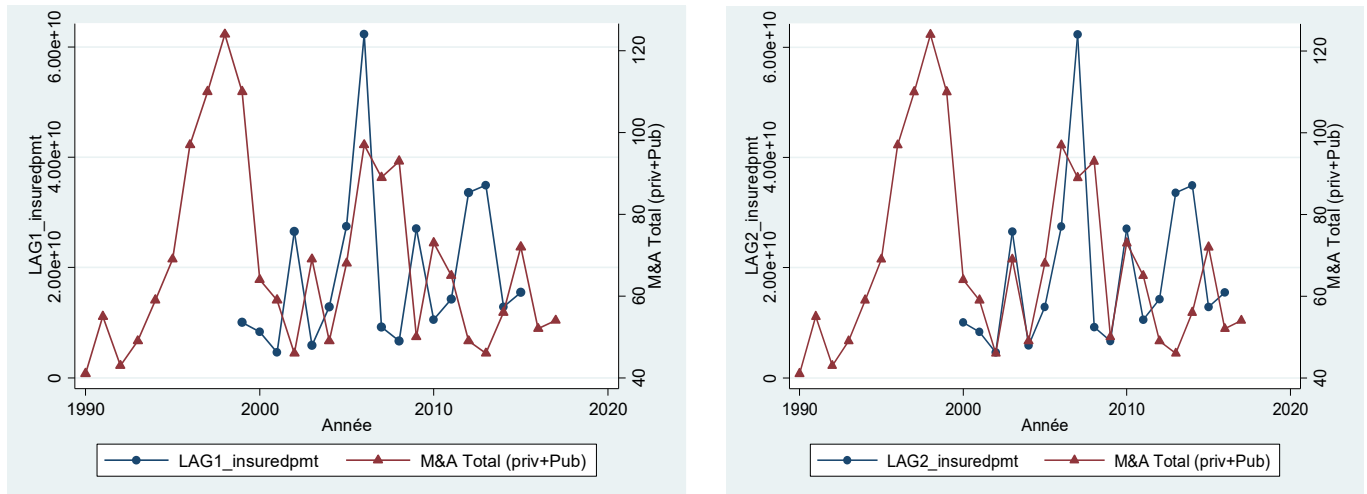
Toutefois, cette dernière base nous permettait d'avoir accès aux données sur les désastres naturels pour la période 1998-2015 seulement. C'est donc dire que puisque nous voulons tester l'impact de ces désastres une année ou deux avant la transaction, nous n'avons pu garder que les transactions qui ont eu lieu entre 2000 et 2016. Nous avons donc dû encore une fois réduire notre échantillon de transaction, qui est passé de 159 acquisitions à 89 transactions. Ces 89 acquisitions ont été utilisées dans leur ensemble pour les analyses de statistiques descriptives et univariées. Cependant, étant donné que certaines informations manquaient à l'appel pour quelques observations pour pouvoir construire nos variables, nous avons dû réduire cet échantillon à 56 transactions pour l'analyse multivariée. Nous avons choisi de séparer l'échantillon en deux et de garder le plus d'observations possible dans la première partie à cause du nombre limité de transactions dans notre modèle.

Au total, pour l'analyse multivariée, nous recensons dans notre échantillon final un total de 1518 observations, incluant un total de 177 compagnies d'assurance distinctes. Il y donc en moyenne un peu moins de 10 observations par compagnie.

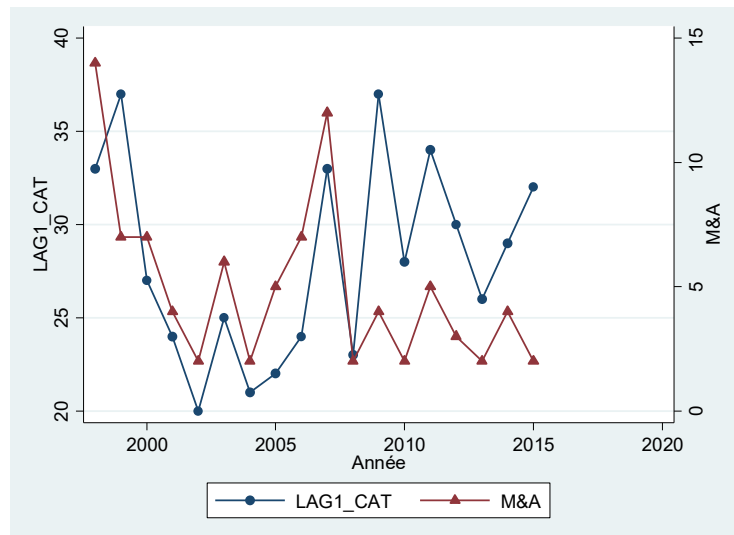
4.2.2 Description de l'échantillon

Tel qu'indiqué dans l'introduction, le sujet de ce mémoire fut développé à la suite d'une analyse sommaire des corrélations entre les deux types d'événements fait par monsieur Mohamed Mnasri. À la suite de la construction d'un graphique mettant en relation les catastrophes naturelles et le nombre d'acquisitions pour l'industrie de l'assurance aux États-Unis, ce dernier s'était en effet questionné sur la véritable corrélation qui existait entre ces variables. Nous avons donc d'abord décidé de reproduire une figure reprenant le concept de M. Mnasri et de M. Dionne, mais à l'aide de nos données.

**Figure 1 : Évolution des paiements estimés d'assurance et du nombre de M&A
(Privées + Publiques)**



**Figure 2 : Évolution du nombre de catastrophes naturelles et du nombre de
M&A (Publiques)**



Ces graphiques nous permettent de visualiser d'une part la corrélation qui semble exister entre les facteurs liés aux catastrophes naturelles ainsi que les fusions et

acquisitions, et d'autre part de bien figurer les vagues de fusions et acquisitions qui ont eu lieu aux États-Unis durant cette période. En effet, nous pouvons facilement visualiser la vague de fusions et acquisition qui a pris part de 1995 à 1999, ainsi que celle du début des années 2000. Selon Meghouar (2016), durant cette première vague qui fut très importante, les transactions étaient motivées par le début de la mondialisation et des transactions étrangères. Selon Evenett (2003), le nombre de transaction de plus d'un milliard de dollars a plus que quadruplé durant cette période.

4.2.3 Description statistique de la variable dépendante

Nous avons donc fusionné les bases de données sur les transactions et sur les informations comptables Compustat de chaque compagnie d'assurance pour chaque année en ajoutant à cette dernière une variable muette égale à un pour les 56 observations où la compagnie fut la cible d'une acquisition, et la valeur 0 pour les 1462 autres observations. Dans notre échantillon, une compagnie qui a été en activité quatre ans et s'est fait acheter la 4^{ème} année aura donc trois observations où cette variable muette dépendante prendra la valeur 0, et une observation où celle-ci prendra la valeur 1. La proportion d'observations dans notre échantillon représentant une acquisition est donc de 3.3% lorsque l'on conserve les observations ayant seulement une ou deux variables manquantes (analyse univariée) et 3.7% lorsque nous prenons seulement les observations où la totalité des informations est disponible (analyse multivariée). Puis, en regardant les figures 1 et 2, nous remarquons que c'est lors de la fin des années 90, ainsi que lors des années 2006 et 2008 que le nombre de fusions et acquisitions dans cette industrie a été le plus élevé, avec plus de 30 transactions publiques par année et plus de 100 transactions privés et publiques en moyenne dans ces années.

Lorsque nous séparons l'échantillon des 89 transactions par État, nous constatons que plus de 14% des acquisitions proviennent de l'État de New-York, soit 13 événements, et que 12% proviennent du Texas. C'est donc dans ces deux États que proviennent plus du quart des transactions de notre échantillon. Les autres acquisitions de notre

échantillon sont distribuées parmi 23 autres États américains. C'est donc dire que la moitié des États n'ont eu aucune transaction de fusion et acquisition de nos secteurs entre les années 2000 et 2016. Parmi celles-ci, nous avons remarqué que l'Arkansas, le Kansas, le Maryland, le Maine, le Mississippi, le Montana, le Nouveau-Mexique, l'Oklahoma, Porto-Rico, le Road Island, le Dakota du sud, le Vermont, la Virginie de l'ouest ainsi que le Wyoming ne comportaient aucun quartier général d'entreprise d'assurance. Nous allons revenir sur ce point lors de l'analyse agrégée, car nous allons devoir supprimer ces régions de nos observations.

Pour ce qui est de la répartition de ces fusions et acquisitions parmi nos régions créées à partir de groupes d'États, le groupe #1, soit les États de la côte-est, est la région dans laquelle il y a eu le plus d'acquisitions parmi notre échantillon, soit 44 transactions sur les 89 énoncées plus tôt. Ce chiffre correspond à près de 50% des acquisitions. Par la suite, il y a eu 28 acquisitions dans la région centrale (environ 31%), 13 dans le sud des États-Unis et seulement 4 plus près de la côte-ouest.¹³

4.2.4 Description statistique des variables indépendantes

Nous avons ensuite effectué une analyse sommaire des variables explicatives de notre modèle. Le tableau 3 contient les statistiques descriptives de chaque variable, en plus de contenir la moyenne de celles-ci en distinguant les observations ayant fait objet de fusions et acquisitions ou non. Cette statistique (moyenne) peut nous donner un indice sur le signe que pourrait prendre le coefficient de chaque variable, et de quelle façon celles-ci affecte la probabilité d'acquisition. Toutefois, dû à l'écart-type très élevé des variables, nous avons également décidé d'inclure la médiane, avec laquelle nous avons davantage travaillé dans l'analyse univariée de la section résultats.

¹³ Voir les tableaux 11 et 12 pour la répartition des observations et des acquisitions parmi les groupes et parmi les États.

Nous pouvons d'abord remarquer qu'en moyenne, le ratio Market-to-book des compagnies étudiées est beaucoup moins élevé pour les cibles. En effet, la moyenne de celui-ci se chiffre à 1.16 pour les compagnies acquises, alors qu'il monte à 2.97 pour les non-acquises, pour une moyenne globale de 2.91. Ces nombres vont dans le sens de notre hypothèse, alors que nous croyons qu'une entreprise sous-évaluée est plus attirante. Cependant, tel qu'énoncé précédemment, l'écart-type de plus de 115 nous démontre que cette mesure est probablement biaisée par des valeurs extrêmes. Les médianes des deux groupes sont sensiblement pareilles.

Nous observons le même genre de situation pour les variables croissance des ventes, flux monétaires disponibles, ROE, marge nette et ratio P/E. Dans chacun de ces cas, les moyennes entre le groupe test et le groupe contrôle sont très différentes, mais les médianes se rapprochent. Cette situation est due à l'écart type du groupe contrôle qui est, pour toutes ces variables, excessivement élevé par rapport à l'écart-type du groupe test. Encore une fois, les valeurs extrêmes seraient en cause.

Les cibles médianes affichent une très bonne santé financière, alors que leurs actifs courts termes affichent environs 10 fois la valeur de leurs passifs courts termes. Leur rentabilité financière est également solide, avec une marge nette médiane de plus de 7%, et une moyenne à près de 10%. De plus, ces cibles d'acquisition ne semblent pas verser un nombre excessivement élevé de dividendes, puisque leur ratio moyen se chiffre à 2.8%. Finalement, le prix au marché de ces cibles est en moyenne près de 7 fois plus élevé que leurs bénéfices par action (11.6 fois si l'on se fie à la médiane). Ce chiffre n'est pas très élevé si l'on compare à la moyenne de 17.06 pour l'industrie de l'assurance dommage aux États-Unis pour le premier trimestre de 2019.¹⁴

Le logarithme des paiements estimés d'assurance à la suite de catastrophes naturelles ayant eu lieu l'année avant l'observation est en moyenne de 17.29 pour les observations

¹⁴ CSI Market (2009). *Industry Valuation: Property & Casualty Insurance Industry*. Récupéré le 10 juin 2019 de https://csimarket.com/Industry/industry_valuation_ttm.php?pe&ind=705

de notre modèle. Il s'agit donc d'une moyenne de plus de 32 millions de dollars américains. Le maximum de ces paiements estimés qu'a subi une compagnie s'étant fait achetée l'année suivante fut de près de 3 milliards de dollars américains, un montant très élevé. Pour ce qui est des paiements estimés moyens pour des catastrophes ayant eu lieu deux ans avant une possible acquisition, ils sont sensiblement au même niveau à 17.28 millions \$. Lorsque l'on analyse le nombre de catastrophes subit en moyenne par année par nos compagnies d'assurance, on remarque qu'il se chiffre environ à 4. C'est donc dire qu'une entreprise d'assurance aux États-Unis fera face à 4 catastrophes naturelles en moyenne par année, le maximum recensé étant de 12 catastrophes.

Tableau 3 : Description statistique des variables explicatives

Ce tableau présente les statistiques descriptives des variables explicatives de notre modèle, soit la moyenne, l'écart-type, la médiane, le minimum et le maximum. Il présente également la moyenne en distinguant le groupe test du groupe contrôle. Ces statistiques ont été calculées à l'aide de notre échantillon de 2694 observations de compagnies d'assurance.

Variable explicative	Moyenne	Écart- type	Médiane	Minimum	Maximum	Moyenne (groupe contrôle)	Moyenne (groupe test)
1) Déterminants de la probabilité							
Market-to-book	2.91	115.94	1.02	-1033	5924	2.97	1.16
Ratio P/E	8.12	92.00	10.83	-2201	1271	8.16	6.92
Croissance des ventes	0.29	4.06	0.05	-13.25	146	0.30	0.03
Marge nette	-0.66	27.86	0.08	-1274	240	-0.69	0.09
Taille de la cible	3.62	1.09	3.62	-3.00	6.34	3.64	3.27
Ratio de dette	0.06	0.09	0.03	0.00	1.23	0.06	0.04
Multiplicateur des fonds propres (levier financier)	7.20	9.88	4.65	-51.86	301	7.22	6.53
Flux monétaires disponibles	-0.03	1.00	0.004	-47.15	0.77	-0.03	0.01
Ratio de liquidités	105.84	867.73	7.97	0	22,058	104.60	143.04
Rendement des capitaux propres	0.373	16.971	0.085	-25.25	862	0.384	0.065

Variable explicative	Moyenne	Écart-type	Médiane	Minimum	Maximum	Moyenne (groupe contrôle)	Moyenne (groupe test)
Ratio de dividendes	0.02	0.06	0.01	0	1.98	0.02	0.03
Rotation de l'actif	0.30	0.59	0.30	-0.01	25.48	0.30	0.31
Nombre de QG dans l'État	15.45	10.39	13	1	36	15.44	15.73
2) Catastrophes naturelles							
Logarithme Paielements d'assurance estimés en t-1	17.28	6.01	19.06	0	24.09	17.26	18.18
Logarithme Paielements d'assurance estimés en t-2	17.29	6.02	19.06	0	24.09	17.30	16.95
Nombre de catastrophes naturelles en t-1	4.36	2.93	4.00	0	12	4.35	4.57
Nombre de catastrophes naturelles en t-2	4.36	2.93	4.00	0	12	4.37	4.24
Paielements d'assurance estimés dans le groupe d'États de la compagnie en t-1	21.48	2.83	21.66	0	24.58	21.47	21.78

Variable explicative	Moyenne	Écart- type	Médiane	Minimum	Maximum	Moyenne (groupe contrôle)	Moyenne (groupe test)
Paie- ments d'assurance estimés dans le groupe d'États de la compagnie en t- 2	21.49	2.80	21.68	0	24.58	21.48	21.37
Nombre de catastrophes naturelles dans le groupe d'États de la compagnie en t- 1	12.25	4.84	13	0	21	12.22	13.17
Nombre de catastrophes naturelles dans le groupe d'États de la compagnie en t- 2	12.23	4.83	13	0	21	12.22	12.42

5. RÉSULTATS

Dans cette section, nous présenterons d'abord nos résultats pour les modèles univariés, soit les comparaisons au niveau des médianes entre les profils de firmes ayant fait l'objet d'acquisition, et celles que non. Nous nous tournerons par la suite vers le modèle principal multivarié, alors que nous testerons l'influence des différents déterminants à l'aide d'un modèle probabiliste logit panel. Nous confirmerons ou infirmerons également nos hypothèses en lien non seulement avec les variables de contrôle, mais également notre sujet principal, soit l'influence des catastrophes naturelles sur la probabilité d'acquisition. Nous concluons cette section avec un tableau récapitulatif des différents résultats obtenus à l'aide de nos modèles, soit le tableau 5.

5.1. Résultats univariés : profil des entreprises sujettes aux acquisitions

Tel qu'énoncé précédemment, nous nous concentrerons dans cette section sur la comparaison entre notre groupe test et notre groupe contrôle. De plus, étant donné les écarts-types très élevés dus à la présence de valeurs extrêmes, l'emphasis sera mise sur les médianes de chaque variable pour chacun des deux groupes. Nous avons donc d'abord calculé les médianes de ces variables pour les deux groupes de façon séparée, pour ensuite effectuer un test sur celles-ci. Ce test nous a permis de vérifier si, à première vue, il semble y avoir des différences significatives entre les deux groupes. Puisque nous n'avons que deux échantillons à comparer, nous avons utilisé un test sur la différence des médianes de Mann-Whitney U. Avant d'effectuer ce test, nous nous sommes bien assurés que notre échantillon ne suivait pas une loi normale à l'aide du test de Jarque-Bera sur la normalité. Les résultats nous ont démontré qu'aucune des variables de notre modèle ne suivait une loi normale, nous avons donc pu enchaîner avec le test Mann-Whitney U sur les deux échantillons non-paramétriques.

Nous remarquons d'emblée qu'étant donné la taille de l'échantillon du groupe contrôle versus celle du groupe test (2601 observations contre seulement 89), les médianes des deux groupes consolidés se rapprochent davantage des médianes du groupe contrôle. Cela n'empêche toutefois pas une analyse exhaustive de ces médianes d'un groupe à l'autre. De ce fait, nous pouvons voir que le logarithme des paiements d'assurance dans l'État de l'observation est moins élevé lorsque la compagnie est la cible d'une acquisition l'année suivante ou deux ans plus tard. Ce phénomène change toutefois lorsque l'on jette un coup d'œil à ces mêmes variables, mais calculées en groupe d'États. En effet, pour la variable de paiements estimés d'assurance pour les groupes d'États l'année précédant la transaction, nous remarquons que la médiane est plus élevée pour les compagnies ayant fait l'objet de cible d'acquisition. Cependant, lorsque l'on effectue le test de Mann-Whitney sur ces médianes, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse d'égalité des médianes entre les deux groupes pour aucune de ces variables. Pour ce qui est des variables reliées au nombre de catastrophes ayant eu lieu un an ou deux ans avant l'observation, les médianes sont pratiquement toutes identiques, alors qu'elles se chiffrent à 4 catastrophes par année dans l'État de l'observation, et à 13 catastrophes par année dans le groupe d'États. La seule exception est pour la variable du nombre de catastrophes dans le groupe d'États l'année précédant l'observation, alors que la médiane est de 14 catastrophes. C'est également la seule variable parmi celles liées aux conditions météorologiques qui rejette l'hypothèse nulle du test sur l'égalité des médianes. Dans ce cas-ci, l'hypothèse nulle est rejetée à 10%.

Du côté des variables de contrôle, plusieurs facteurs semblent différer lorsqu'il y a présence ou non d'acquisition. En premier lieu, les médianes du ratio Price-Earning varient de façon plutôt importante entre les deux groupes. En effet, la médiane de ce ratio pour une compagnie ayant été acquise est près de 8% plus élevé que pour une compagnie d'assurance n'ayant pas fait partie d'une transaction. Même chose pour le ratio de liquidité, dont la médiane est environ 26% plus élevée pour les compagnies acquises l'année de l'observation. Ce dernier est le seul des deux où l'on peut rejeter l'hypothèse nulle d'égalité des médianes (5%). Les cibles d'acquisitions semblent donc

posséder de plus fortes liquidités par rapport aux entreprises ne faisant pas partie de telles transactions. Ce résultat va à l'encontre de notre hypothèse initiale sur cette variable, alors que l'on anticipait un effet négatif des liquidités sur la probabilité d'acquisition.

À l'opposé, la médiane de la taille de l'entreprise est beaucoup moins élevée dans le cas de compagnies ayant fait l'objet d'une acquisition. Cela va dans le même sens que notre hypothèse voulant que l'acquéreur soit beaucoup plus attiré vers des plus petites compagnies. Cette variable nous permet également de rejeter l'hypothèse nulle du test U de Mann-Whitney à 1%, dû à cet écart important entre les deux groupes. Le ratio du multiplicateur des fonds propres fait également partie des variables où la médiane du groupe test est moins élevée que celle du groupe contrôle. Elle ne nous permet cependant pas de rejeter l'hypothèse nulle lorsque le test est effectué. Même son de cloche lorsque l'on effectue le test d'égalité des médianes sur les autres facteurs du modèle. En ne regardant que les médianes des deux groupes, ceux-ci ne semblent pas différer outre mesure. Ces résultats sur le profil des deux groupes se retrouvent dans le tableau 4 de la page suivante.

Tableau 4 : Profils des groupes test et de contrôle

Ce tableau présente l'analyse de la médiane des variables explicatives en plus de la comparaison entre les deux groupes, soit les observations où l'entreprise fut acquise et les observations où aucune transaction d'acquisition sur la compagnie n'a eu lieu. Les résultats du test U de Mann-Whitney sur l'égalité des médianes sont également présentés. Les indicateurs ***, **, * représentent le niveau de confiance avec lequel l'hypothèse nulle d'égalité des médianes est rejetée, soit des seuils de 1%, 5% et 10% respectivement.

Variable explicative	Médiane	Médiane (groupe contrôle)	Médiane (groupe test)	Égalité des médianes
1) Déterminants de la probabilité				
Market-to-book	1.02	1.02	1.08	Oui
Ratio P/E	10.83	10.80	11.64	Oui
Croissance des ventes	0.05	0.05	0.03	Oui
Marge nette	0.08	0.08	0.07	Oui
Taille de la cible	3.62	3.63	3.19	Non***
Ratio de dette	0.03	0.03	0.03	Oui
Multiplicateur des fonds propres (levier financier)	4.65	4.67	4.15	Oui
Flux monétaires disponibles	0.004	0.004	0.005	Oui
Ratio de liquidités	7.97	7.86	9.90	Non**
Rendements des capitaux propres	0.085	0.085	0.081	Oui

Variable explicative	Médiane	Médiane (groupe contrôle)	Médiane (groupe test)	Égalité des médianes
Ratio de dividendes	0.01	0.01	0.01	Oui
Rotation de l'actif	0.30	0.24	0.26	Oui
Nombre de QG dans l'État	13.00	13.00	13.00	Oui

2) Catastrophes naturelles

Logarithme Paiements d'assurance estimés en t-1	19.06	19.06	19.01	Oui
Logarithme Paiements d'assurance estimés en t-2	19.06	19.06	19.01	Oui
Nombre de catastrophes naturelles en t-1	4.00	4.00	4.00	Oui
Nombre de catastrophes naturelles en t-2	4.00	4.00	4.00	Oui
Paiements d'assurance estimés dans le groupe d'États de la compagnie en t-1	21.66	21.66	21.81	Oui
Paiements d'assurance estimés dans le groupe d'États de la compagnie en t-2	21.68	21.68	21.54	Oui
Nombre de catastrophes naturelles dans le groupe d'États de la compagnie en t-1	13.00	13.00	14.00	Non*
Nombre de catastrophes naturelles dans le groupe d'États de la compagnie en t-2	13.00	13.00	13.00	Oui

5.2. Analyse multivariée : résultats du modèle logit

Tel qu'énoncé précédemment, nous avons par la suite effectué différentes régressions de types logit panel dans le but de bien figurer s'il existe un effet des catastrophes naturelles sur la probabilité d'acquisition de compagnies d'assurance. Pour ce faire, nous avons dû réduire la taille de notre échantillon total, parce que certaines données étaient manquantes pour quelques observations. En ne gardant que les observations où l'entièreté des informations était disponible, nous avons, pour cette section, un échantillon de 1518 observations dont 56 évoquent des cibles d'acquisitions. Cela correspond à 177 compagnies d'assurance distinctes sur la période 2000 à 2016.

Notre modèle principal recueillera l'entièreté des variables, mais nous avons également effectué quelques calculs en y incluant que certaines d'entre elles pour valider l'effet des différents facteurs. Les résultats de ces régressions logit panel sont présentés dans le tableau 5.

Avant tout, nous savons que deux types de modèles peuvent être utilisés lorsque nous employons des données longitudinales (panel) ou des données groupées. Il s'agit des coefficients à « effets fixes » ou à « effets aléatoires ». Puisque nous voulions être certain d'utiliser le bon modèle qui s'applique à notre situation, nous avons d'abord dû effectuer un test de Hausman (1978) sur les résultats des deux modèles. Puisque nous rejetons l'hypothèse nulle de ce test représentant l'égalité systématique des différents coefficients des deux modèles à 1%, il est suggéré d'utiliser un modèle logit à « effets aléatoires ».

Certains résultats sur les déterminants de la probabilité d'acquisition sont cohérents avec ceux évoqués plus tôt dans la littérature. Toutefois, quelques résultats diffèrent ou ne sont pas significatifs, entre autres parce que notre base de données sur les

transactions n'est pas très grande, contenant seulement des compagnies d'assurance publiques.

Nos résultats concernant le ratio MTB ainsi que l'évaluation de la cible sur le marché vont dans le même sens que ceux de Cudd, M., & Duggal, R. (2000), alors que ces auteurs sont arrivés à la conclusion que les firmes qui sont des cibles d'acquisition ne sont généralement pas caractérisées par une sous-évaluation sur le marché dû à la non-significativité de leurs variables MTB et P/E pour leurs trois modèles. De notre côté, cette variable s'avère non significative pour les deux régressions effectuées. Même situation pour le ratio P/E, qui ne semble pas affecter la probabilité d'acquisition d'une compagnie d'assurance. Ces résultats ne supportent donc pas notre hypothèse selon laquelle les acquisitions de compagnies d'assurance seraient motivées par une sous-évaluation de la cible sur le marché, ce qui permettrait aux investisseurs de réaliser un gain instantané à la suite de l'acquisition.

Ensuite, contrairement aux résultats obtenus par Powell (1997) dans son analyse sur la modélisation de probabilité d'acquisition, nous obtenons un impact significatif à 5% de la croissance des ventes sur cette probabilité. En effet, pour nos deux modèles, cette variable affecte négativement la variable dépendante. C'est donc dire que, contrairement à notre hypothèse, les acquéreurs de compagnies d'assurance sont davantage intéressés à faire l'acquisition de firmes ayant eu une faible croissance des ventes durant la dernière année. Ces résultats suivent l'hypothèse évoqué par Morck, Shleifer et Vishny (1988) selon laquelle les acquéreurs voient une piètre performance de la cible comme une motivation supplémentaire à changer les gestionnaires en place et réaliser un rendement. Pour les observations de notre échantillon, une augmentation de 1% de la croissance des ventes de la cible fait diminuer ses chances de se faire acquérir d'environ 0.23%, toujours au seuil de confiance de 5%. La variable de croissance des ventes est toutefois la seule variable de performance financière à être

significative, puisque la variable marge nette ne semble pas avoir un impact sur la probabilité d'acquisition, malgré une p-valeur tout près du seuil de 10%.

Tout comme des auteurs de la littérature tels qu'Alcade et Espitia (2003), Billet (1996), Meghouar (2016) et plusieurs autres, nous avons obtenus des résultats significatifs pour ce qui est de l'influence de la taille de la cible sur sa probabilité d'être acquise. Pour nos deux modèles, les coefficients associés à cette variable construite en utilisant le logarithme des actifs de la cible sont significatifs à 1% et négatifs. Ces résultats suivent donc notre hypothèse voulant que les acquéreurs soient davantage intéressés par de plus petites firmes, dû aux complications plus nombreuses lors de l'acquisition d'une firme plus grosse, en plus du coût plus élevé et de la possibilité de faire croître la cible lorsque celle-ci n'est pas déjà à maturité.

Les résultats obtenus par rapport aux facteurs liés à la dette de la cible ne sont toutefois pas significatifs. Nous croyons que les différents effets qui s'opposent lorsqu'il est question de l'influence que peut avoir le levier financier sur l'intérêt des acquéreurs peuvent avoir influencé la non-significativité de nos deux variables. Nous anticipions un effet négatif des variables de ratio de dette et du multiplicateur des fonds propres sur la variable dépendante. Nos résultats sont cependant les mêmes que ceux obtenus par Meghouar (2016), alors que celui-ci n'avait également eu aucun résultat significatif pour les variables de levier financier dans son modèle multivarié.

Tel qu'évoqué dans la revue de littérature et dans l'analyse empirique, le fondement de notre hypothèse sur l'influence des catastrophes naturelles sur la probabilité d'acquisition de compagnies d'assurance vient de la capacité de ces compagnies à rembourser les réclamations de leurs clients qui ont été touchés par une catastrophe naturelle. Cette capacité est directement liée aux liquidités disponibles chez l'assureur. Nous avons donc posé comme hypothèse que les faibles liquidités des compagnies d'assurance peuvent devenir un facteur important pour la probabilité qu'un assureur soit acquis par une autre entreprise. Cependant, les résultats de nos deux variables de

liquidités, malgré qu'ils soient tous significatifs à 5% et 10%, vont dans le sens contraire à cette hypothèse. Effectivement, ces résultats démontrent que de plus fortes liquidités chez la cible provoquaient une augmentation de son attirance pour les acquéreurs. Nous avons obtenu des coefficients positifs autant pour la variable flux monétaires disponibles que pour la variable ratio de liquidité, ce dernier ayant toutefois un coefficient très faible. Les résultats que nous avons suivent donc davantage les hypothèses évoquées par des auteurs tels que Tsagkanos, Koumanakos, Georgopoulos & Siriopoulos (2012), prédisant un effet positif des liquidités sur la probabilité d'acquisition.

Le niveau de redistribution des bénéfices en dividendes ne semble pas être un facteur qui affecte la probabilité d'acquisition. En effet, les deux coefficients associés à cette variable pour nos deux régressions ne s'avèrent pas significativement différents de zéro, ce qui laisse présager un impact inexistant du versement de dividendes sur les chances de voir une entreprise d'assurance se faire acheter.

Pour ce qui est de nos dernières variables de contrôle incluses dans nos deux modèles logit à effets aléatoires, aucune d'elles n'est significative, à l'exception des variables dichotomiques du groupe d'États #2 (Golfe du Mexique/sud) et du groupe d'États #3 (États du centre des É-U) que nous avons incluses dans la seconde des deux régressions. Le fait que ces deux variables soient significatives à 10% avec des coefficients positifs nous informe qu'une compagnie d'assurance ayant son quartier général dans l'une de ces deux régions des États-Unis a plus de chances d'être acquise qu'une autre compagnie s'étant établie sur la côte-est ou la côte-ouest. Les variables restantes qui se sont avérées non-significatives sont le ratio de rotation des actifs, la variable liée au nombre de quartiers généraux présents dans l'État de l'observation ainsi que le rendement des capitaux propres. Cette dernière nous laisse douter de la validité de l'hypothèse sur l'inefficience des gestionnaires.

Bref, selon les résultats de ces deux régressions en ce qui a trait aux variables de contrôle, la probabilité d'acquisition est influencée par quelques facteurs de notre modèle, dont la taille de l'entreprise, la croissance des ventes ainsi que les liquidités de la cible à la fin de la dernière année fiscale précédent l'acquisition. Nous retrouvons donc des résultats semblables à certaines conclusions de Billett (1996) et de Powell (1997).

Enfin, les résultats auxquels nous nous attendions concernant les variables explicatives qui nous intéressent pour l'objectif de ce mémoire, soit les variables de catastrophes naturelles, ne se sont pas matérialisés. Notamment, aucune des variables qui permettent de faire un lien entre ces catastrophes et la probabilité d'acquisition ne s'est avérée significative. Nous avons essayé différentes combinaisons de variables dans la régression, mais jamais un coefficient d'une de ces variables ne fut significativement différent de zéro. Nous avons retiré certaines variables non significatives de notre modèle dans le but de réduire les degrés de liberté et d'ainsi diminuer le coefficient AIC du test d'Akaike¹⁵, mais les résultats concernant les variables de catastrophes naturelles restaient les mêmes. Les résultats sont négatifs même pour les variables de catastrophes naturelles comptabilisées en groupe d'États. Une raison que nous pourrions concevoir pour justifier cette non-significativité est au niveau de la base de données des catastrophes naturelles. En effet, nous nous demandons si la variable des paiements d'assurance estimés est bel et bien la plus adaptée pour quantifier cette relation. Par la suite, nous croyons qu'une plus grande période d'évaluation et, du même coup, un plus grand nombre d'observations auraient pu favoriser un résultat davantage significatif. Pour l'instant, nous ne pouvons donc rien conclure en ce qui a trait à l'effet des catastrophes naturelles sur la probabilité d'acquisition de firmes d'assurances aux États-Unis pour la période 2000-2016.

¹⁵ Le critère d'information Akaike nous permet de mesurer la qualité d'un modèle statistique, en pénalisant l'addition de nouveaux paramètres qui nuisent au critère de parcimonie d'un modèle. Il est donc suggéré de minimiser le critère AIC associé au modèle.

Toutefois, tel qu'énoncé dans la méthodologie, ces résultats non concluants nous ont poussé à effectuer une analyse supplémentaire, en prenant le problème et le modèle sous un nouvel angle. Nous verrons cette analyse dans la section suivante, soit la section 6.

Tableau 5 : Résultats logit - Déterminants de la probabilité d'acquisition

Ce tableau présente les résultats des régressions logit à effets aléatoires effectuées sur notre échantillon total de 1518 observations, dont 56 transactions de fusions et acquisitions de compagnies d'assurance et 177 compagnies distinctes pour la période 2000-2016. La première régression inclut toutes les variables à l'exception des variables dichotomiques de groupe, alors que la seconde régression inclut ces variables dichotomiques, mais exclus les variables de catastrophes naturelles de groupes. Les deux régressions comportent des écarts-types robustes. Nous présentons la valeur des coefficients associés à chacune des variables, en plus de leur valeur-P. ***, **, * indiquent le niveau de significativités de 1%, 5% et 10% respectivement.

Variable explicative	Régression logit EA (complet)	P-valeur	Régression logit EA (CAT par État)	P- valeur
1) Déterminants de la probabilité				
Market-to-book	-0.018	0.913	-0.014	0.930
Ratio P/E	-0.002	0.215	-0.002	0.204
Croissance des ventes	-0.225**	0.029	-0.234**	0.027
Marge nette	0.003	0.103	0.003	0.104
Taille de la cible	-0.588***	0.000	-0.591***	0.000
Ratio de dette	-3.919	0.212	-4.138	0.199
Multiplicateur des fonds propres (levier financier)	0.024	0.208	0.023	0.234
Flux monétaires disponibles	6.321**	0.020	6.179**	0.028
Ratio de liquidités	0.00009*	0.063	0.0001**	0.014
Rendement des capitaux propres	0.062	0.710	0.058	0.735
Ratio de dividendes	0.923	0.433	0.967	0.408
Rotation de l'actif	-1.171	0.151	-1.079	0.156
Nombre de QG dans l'État	0.019	0.212	0.016	0.323

Variable explicative	Régression logit EA (complet)	P-valeur	Régression logit EA (CAT par État)	P- valeur
Groupe d'États #1			1.315	0.103
Groupe d'États #2			1.572*	0.077
Groupe d'États #3			1.445*	0.089

2) Catastrophes naturelles

Logarithme Paiements d'assurance estimés en t-1	0.024	0.470	0.022	0.455
Logarithme Paiements d'assurance estimés en t-2	0.001	0.966	-0.008	0.794
Nombre de catastrophes naturelles en t- 1	-0.057	0.447	-0.060	0.378
Nombre de catastrophes naturelles en t- 2	0.006	0.931	0.012	0.847
Paiements d'assurance estimés dans le groupe d'États de la compagnie en t-1	0.004	0.931		
Paiements d'assurance estimés dans le groupe d'États de la compagnie en t-2	0.016	0.869		
Nombre de catastrophes naturelles dans le groupe d'États de la compagnie en t- 1	0.018	0.730		
Nombre de catastrophes naturelles dans le groupe d'États de la compagnie en t- 2	0.028	0.559		

Statistiques des régressions	Régression logit EA (complet)	Régression logit EA (CAT par État)
Nombre d'observations	1518	1518
Nombre de groupes	177	177
Observations par groupe (Moyenne)	8.6	8.6
Observation par groupe (Minimum)	1	1
Observations par groupe (Maximum)	17	17
Wald Chi2	51.10 (21)	53.97 (20)
Prob > Chi2	0.0003	0.0001
Log pseudolikelihood	-225.68	-224.74

6. ANALYSE AGRÉGÉE

Pour donner suite aux résultats peu convaincants qui ont ressortis de notre analyse principale qui incluait des observations de compagnies d'assurance en activités pour la période étudiée, nous avons décidé d'effectuer une analyse agrégée pour voir s'il y a possibilité d'attaquer la question sous un angle différent dans le but de vérifier s'il existe bel et bien en lien entre les deux facteurs évoqués plus tôt.

En effet, dans ce modèle agrégé, nous avons utilisé les États comme variable de groupe plutôt que les compagnies d'assurance en tant que telles. Nous avons également utilisé la variable répertoriant le nombre de fusions et acquisitions ayant eu lieu dans cet État l'année de l'observation comme variable dépendante. Comme variable indépendante pour évaluer la relation qui nous intéresse, nous avons, tout comme dans le modèle principal, utilisé le nombre de catastrophes naturelles ayant eu lieu dans cet État l'année précédant l'observation et deux ans auparavant, en plus des paiements d'assurance estimés en t-1 ainsi qu'en t-2. Ce sont ces quatre variables qui nous permettront ici de faire un lien entre les fusions et acquisitions de compagnies d'assurance et les catastrophes naturelles.

Pour construire la base de données servant à créer ce modèle, nous avons d'abord pris les 50 États des États-Unis, et créé pour chacun de ces États une observation pour chaque année de la période 2000 à 2016, soit la même période que celle utilisée lors de l'analyse précédente. Cela nous a donc permis de récolter 850 observations. Toutefois, lorsque nous avons comptabilisé les fusions et acquisitions dans chaque État à l'aide des quartiers généraux des compagnies d'assurance, certains États ne comportaient aucun quartier général de ces compagnies. C'est le cas de l'Arizona, du Kansas, du Maryland, du Maine, du Mississippi, du Montana, du Nouveau-Mexique, de l'Oklahoma, du Rhode Island, du Dakota du sud, du Vermont, de l'ouest de la Virginie ainsi que du

Wyoming. Pour ne pas biaiser les données, nous avons donc dû supprimer les observations provenant de ces États, ce qui a fait diminuer notre échantillon à 595 observations. Nous avons par la suite choisi d'intégrer dans notre modèle des variables de contrôle en lien avec des données économiques et sociales de chaque État. Ces données économiques et sociales proviennent de la base de données du *Bureau of Economic Analysis*¹⁶, et sont représentées dans le tableau 8.

Pour voir s'il pouvait bel et bien y avoir une relation entre le nombre de fusions et acquisitions par État ainsi que les variables de catastrophes naturelles, nous avons d'abord vérifié s'il existait une certaine corrélation entre ces variables. Les résultats de ces corrélations sont présentés dans le tableau 6. Lorsque l'on jette un coup d'œil aux corrélations entre ces variables, nous remarquons qu'il y a effectivement un lien significatif et positif entre le nombre de fusions et acquisitions ayant eu lieu dans l'État et le nombre de catastrophes naturelles ayant eu lieu dans l'État un an ou deux ans auparavant.

Tableau 6 : Corrélations entre la variable dépendante et les variables d'intérêts

	Logarithme des paiements estimés d'assurances en t-1	Logarithme des paiements estimés d'assurances en t-2	Nombre de catastrophe en t-1	Nombre de catastrophe en t-2	Nombre de M&A dans l'État
Logarithme des paiements estimés d'assurances en t-1	1.000				
Logarithme des paiements estimés d'assurances en t-2	0.369***	1.000			
Nombre de catastrophe en t-1	0.648***	0.403***	1.000		
Nombre de catastrophe en t-2	0.395***	0.635***	0.530***	1.000	
Nombre de M&A dans l'État	0.078	0.051	0.144***	0.145***	1.000

¹⁶ Bureau of Economic Analysis (2019). *Data*, U.S department of commerce. Récupéré de <https://www.bea.gov/>.

6.1 Statistiques descriptives et analyse univariée

Pour ce modèle agrégé, nous avons répété sensiblement les mêmes étapes que lors de l'analyse principale. Dans un premier temps, nous avons analysé les statistiques descriptives de tout le modèle, avant d'effectuer une analyse univariée et finalement une analyse multivariée à l'aide d'une régression panel.

Tout d'abord, tel que vu lors de la construction du modèle principal, nous avons commencé par calculer la corrélation entre les variables explicatives de notre modèle, dans le but de s'assurer qu'il n'y avait pas de problèmes de multicollinéarité entre celles-ci. Nous pouvons observer les résultats de ces corrélations dans le tableau 7. Lorsque l'on observe ce tableau, nous remarquons que la plus forte corrélation entre deux variables est de 0.722, soit entre les variables de dépenses moyennes en services financiers par habitant ainsi que de revenus moyens par habitant dans l'État. Donc, tel que stipulé précédemment, selon Kennedy (1985), un problème de multi-collinéarité survient lorsque la corrélation entre deux variables indépendantes est supérieure à 0.8. Nous pouvons donc en conclure que notre modèle agrégé ne pose pas de problèmes de multi-collinéarités.

Tableau 7 : Corrélations entre les variables indépendantes

* signifie que le coefficient est significatif à 5%, ** 10% et ***1%

	Groupe d'États #1	Groupe d'États #2	Groupe d'États #3	Groupe d'États #4	PIB réel par habitant	Dépenses en services financiers par habitant	Dépenses en bien récréatifs par habitant	Croissance du PIB par habitant	Revenus moyen par habitant	Logarithme des paiements estimés d'assurances en t-1	Logarithme des paiements estimés d'assurances en t-2	Nombre de catastrophe en t-1	Nombre de catastrophe en t-2
Groupe d'États #1	1.000												
Groupe d'États #2	-0.276***	1.000											
Groupe d'États #3	-0.555***	-0.259***	1.000										
Groupe d'États #4	-0.350***	-0.163***	-0.329***	1.000									
PIB réel par habitant	0.322***	-0.130**	-0.195***	-0.058	1.000								
Dépenses en services financiers par habitant	0.225***	-0.164***	-0.221***	0.128**	0.371***	1.000							
Dépenses en bien récréatifs par habitant	0.027	-0.292***	-0.104*	0.344***	0.238***	0.388***	1.000						
Croissance du PIB par habitant	-0.036	-0.042	0.061	0.005	0.035	-0.056	0.066	1.000					
Revenus moyen par habitant	0.365***	-0.211***	-0.196***	-0.043	0.590***	0.722***	0.482***	-0.104*	1.000				
Logarithme des paiements estimés d'assurances en t-1	0.0827*	0.041	0.189***	-0.379***	-0.182***	-0.205***	-0.285***	0.014	-0.0923*	1.000			
Logarithme des paiements estimés d'assurances en t-2	0.067	0.055	0.221***	-0.411***	-0.205***	-0.175***	-0.282***	-0.030	-0.031	0.369***	1.000		
Nombre de catastrophe en t-1	0.016	0.079	0.228***	-0.374***	-0.154***	-0.198***	-0.366***	0.048	-0.132**	0.648***	0.403***	1.000	
Nombre de catastrophe en t-2	-0.011	0.0896*	0.260***	-0.389***	-0.174***	-0.205***	-0.383***	0.017	-0.141***	0.395***	0.635***	0.530***	1.000

Nous avons par la suite analysé les statistiques descriptives du modèle en général pour bien cerner les écarts entre les différents États. Les fréquences des catastrophes naturelles et des M&A ayant eu lieu entre 1998 et 2015 dans chacun des États sont répertoriées dans le tableau 10 et dans les figures 3 et 4.

La visualisation du tableau 10 nous permet de mieux comprendre quels États sont le plus souvent affectés par des catastrophes de tous genres. Contrairement à ce que nous avions anticipé, ce n'est pas un État de la côte-est qui a fait face, lors de notre période, au plus grand nombre de désastres naturels, mais bien le Texas avec 133 catastrophes recensées par VERISK entre 1998 et 2015. Au total, ce sont les États de la région centrale des États-Unis qui sont le plus touchés par ces événements. L'Illinois et l'Indiana, avec 121 et 100 désastres subis durant cette période viennent aux 2^{ième} et 3^{ième} rangs respectivement. Puis arrivent certains États de la côte-est tels que la Pennsylvanie (99), New-York (98), la Caroline du Nord (71) et le New-Jersey (57) qui font partis des régions les plus touchées.

Nous avons ensuite fait le même exercice, mais pour le nombre de fusions et acquisitions ayant eu lieu dans chaque État entre 2000 et 2016. Au total, 72 transactions de compagnies d'assurance provenant des secteurs d'assurances vie, des assurances santé et accidents ainsi que des assurances dommages ont été répertoriés dans cette période. L'État de New-York fut la région ayant enregistré le plus grand nombre de M&A avec 12 transactions. Cela va de pair avec le nombre de quartiers généraux de compagnies, puisque c'est également l'État en comptant le plus avec 36¹⁷. Viennent ensuite le Texas avec 9 transactions, l'Ohio et la Pennsylvanie avec 6 transactions chacun et plusieurs autres États avec 4 transactions et moins.

¹⁷ Voir variable « Nombre de quartiers généraux » dans le modèle principal.

Les statistiques descriptives ne nous permettent pas de développer nos hypothèses en lien avec l'effet étudié. Toutefois, ils nous permettent de mieux voir un portrait global de l'économie américaine. Entre autres, nous pouvons voir que le PIB par habitant moyen parmi les États et la période étudiés se chiffre à 53,512\$. Les dépenses de consommations personnelles moyennes pour les services financiers ainsi que pour les biens récréatifs sont de 2,454\$ et de 1,010\$ respectivement. Le revenu par habitant moyen est pour sa part de 38,562\$. Les écart-types de ces mesures sont très élevés, ce qui démontre les fortes différences entre les populations des différents États, de même que d'année en année. Cependant, le fait que les médianes se rapprochent très fréquemment des moyennes malgré ces forts écarts-types nous démontre qu'il y a présence de valeurs extrêmes des deux côtés de l'échantillon.

Les statistiques descriptives calculées par État telles que la moyenne, la médiane et l'écart-type de chacune des variables se retrouvent dans le tableau 8. Lorsque l'on analyse celles-ci, nous remarquons que le District of Columbia possède un PIB par habitant de loin supérieur aux autres États, à 172,284\$. Au second rang vient le Delaware avec un PIB par habitant moyen de 69,282\$. L'État américain avec le plus faible PIB par habitant moyen parmi les États présents dans notre modèle est la Caroline du Sud à 38,015\$. Ensuite, le Kentucky est l'État où les habitants dépensent en moyenne le moins dans les services financiers et assurances avec 1,570\$. À l'opposé, le Nevada est l'endroit où les habitants dépensent le plus dans ce secteur, avec une moyenne de 4,781\$ par habitant dépensée. Finalement, au niveau des revenus par habitant moyen, il n'est pas surprenant de voir que c'est également au District of Columbia où ce facteur est le plus élevé, à plus de 57,000\$ en revenu moyen. Le Kentucky revient également alors qu'il se positionne comme étant l'État où le revenu moyen par habitant est le plus faible aux États-Unis durant notre période.

Tableau 8 : Variables et statistiques descriptives de l'analyse agrégée

Ce tableau présente les différentes variables que nous allons utiliser dans ce modèle, en plus des indicateurs de moyenne, médiane et d'écart-type pour chacune de ces variables. Ces statistiques ont été calculées à l'aide de notre échantillon de 595 observations.

Variable explicative	Description/source	Moyenne	Médiane	Écart-type
1) Variables de contrôle				
Groupe d'États #1 ¹⁸	Variable dichotomique de groupe d'États (Côte-est)	0.371	0	0.484
Groupe d'États #2	Variable dichotomique de groupe d'États (Golfe du Mexique / Sud)	0.114	0	0.318
Groupe d'États #3	Variable dichotomique de groupe d'États (Centre)	0.343	0	0.475
Groupe d'États #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)	53,712	48,957	22,059
PCE ¹⁹ services financiers	Dépenses en services financiers par habitant dans l'État	2,454	2,293	799.75
PCE biens récréatifs	Dépenses en bien récréatifs par habitant dans l'État	1,010	976	228.05
Croissance du PIB par habitant	Bureau of Economic Analysis (PIB en dollars de 2012)	0.911	1.1	2.576
Revenus par habitant	Revenus moyens par habitant dans l'État	38,562	37,217	8,946

¹⁸ Les groupes d'États établis sont les mêmes que dans l'analyse principal. Voir figure 5 pour plus de détails.

¹⁹ Personal Consumption Expenditures

Variable explicative		Description/source	Moyenne	Médiane	Écart-type
2) Catastrophes naturelles					
Logarithme d'assurance estimés en t-1	Paielements	Total des paiements d'assurance estimés dans l'État en t-1 (VERISK)	14.74	18.37	7.92
Logarithme d'assurance estimés en t-2	Paielements	Total des paiements d'assurance estimés dans l'État en t-2 (VERISK)	15.32	18.49	7.54
Nombre de catastrophes naturelles en t-1		Total du nombre de catastrophes naturelles ayant eu lieu dans l'État en t-1 (VERISK)	2.92	2	2.61
Nombre de catastrophes naturelles en t-2		Total du nombre de catastrophes naturelles ayant eu lieu dans l'État en t-2 (VERISK)	3.12	2	2.70

6.2 Analyse multivariée

Nous avons finalement effectué une régression multivariée dans l'objectif de vérifier si, dans un premier temps, les paiements d'assurance estimés suite à des catastrophes naturelles en t-1 et en t-2 ont une influence sur le nombre de fusions et acquisitions ayant eu lieu dans l'État, et dans un deuxième temps, si le nombre de désastres affecte les fusions acquisitions de la même façon.

Pour ce faire, nous avons estimé un modèle de régression avec estimateurs incluant des données longitudinales. Puisque nous considérons que la différence entre les États joue un rôle dans le nombre de fusions & acquisitions et à la suite d'un test de Hausman (1978) effectué sur notre échantillon, nous avons déterminé qu'un modèle de type « effets aléatoires » serait préférable. En effet, tout comme lors de l'analyse principale, puisque l'on rejette l'hypothèse nulle de ce test sur l'égalité systématique des différents coefficients des deux modèles à 1%, il est suggéré d'utiliser cette procédure. Les variables économiques de chaque région évoquées plus tôt seront utilisées comme variables de contrôle, en plus des variables sur les groupes d'États.

$$\begin{aligned} NbdeM\&A_{it} = & \beta_0 + \beta_1 StateGrp1_{it} + \beta_2 StateGrp2_{it} + \beta_3 StateGrp3_{it} + \\ & \beta_4 PerCapitaRealGDP_{it} + \beta_5 PCEperCapitaFinancialservice_{it} + \\ & \beta_6 PCEperCapitaRecreationalGood_{it} + \beta_7 GrowthGDPperCapitaChange_{it} + \\ & \beta_8 PerCapitaPersonalIncome_{it} + \beta_{14} LogEstCATt1_{it} + \beta_{15} LogEstCATt2_{it} + \\ & \beta_{16} NbCATt1_{it} + \beta_{17} NbCATt2_{it} + C_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Les résultats de cette régression sont plutôt encourageants, malgré le fait que la performance globale du modèle ne soit pas exceptionnelle. En effet, le test chi2 qui englobe la totalité des variables s'avère non significatif. C'est donc dire que nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle jointe selon laquelle la totalité des coefficients associés aux variables de notre modèle soit égale à zéro. Il aurait également été possible

d'utiliser le R-carré dans le but de tester les coefficients de nos variables. Une raison qui pourrait expliquer ce résultat est que seule la variable de groupe d'États #1 soit significativement différente de zéro parmi les variables de contrôle. Toutefois, le fait que la variable « Nombre de CAT t-2 » soit significative et positive confirme notre hypothèse de départ, selon laquelle le nombre de fusions et acquisitions est positivement corrélé avec le nombre de catastrophes naturelles. Ces résultats nous démontrent que ce sont davantage les événements qui ont lieu deux ans avant l'acquisition qui influencent le nombre de transactions. Toutefois, nous n'avons pu cerner aucun lien avec ce modèle entre les paiements estimés d'assurances et le nombre de M&A. L'ajout d'une variable explicative telle que le nombre de quartiers généraux présents dans l'État l'année de l'observation aurait pu être pertinent pour cette régression. Il aurait également été pertinent d'y avoir ajouté davantage de variables indépendantes en lien avec les types d'organisations industrielles, dans le but d'ajouter de la validité au modèle. Nous avons ensuite répété notre modèle, mais cette fois-ci en y laissant que les paiements en t-1 et t-2 dans un premier temps, et seulement le nombre de CAT ayant eu lieu en t-1 et t-2 dans un second temps. Le but de cette pratique est de vérifier si nous arrivons aux mêmes résultats. Cependant, lorsque nous effectuons la régression avec seulement les variables de contrôle ainsi que les variables sur le nombre de catastrophes naturelles ayant eu lieu 1 an et 2 ans avant l'observation, aucun des deux coefficients reliés à ces catastrophes n'est significatif. Dans la régression avec seulement les variables de paiements estimés, celles-ci restent non significatives, et seule la variable de groupe #3 devient significative. Les résultats de deux de ces trois différentes régressions se retrouvent dans le tableau 9.

En résumé, nous avons réussi, à l'aide de ce modèle agrégé, à trouver une variable significative qui permet de relier l'effet des catastrophes naturelles aux fusions et acquisitions. Toutefois, ces résultats semblent très peu robustes lorsque l'on tente d'isoler les variables d'intérêts dans notre modèle, et vu les résultats de l'analyse principale, il semble difficile de déclarer la présence d'un impact significatif.

Tableau 9 : Résultats panels - 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 seconde régression inclut les mêmes variables, mais en soustrayant les variables de paiements estimés d'assurance du modèle. Les régressions comportent des écarts-types robustes. Nous présentons la valeur des coefficients associés à chacune des variables, en plus de leur valeur-P. ***, **, * indiquent le niveau de significativités de 1%, 5% et 10% respectivement.

Variable explicative	Régression panel EA (complet)	P-valeur	Régression panel EA (Nb CAT par État)	P-valeur
1) Déterminants de la probabilité				
Groupe d'États #1	0.146***	0.009	0.122**	0.014
Groupe d'États #2	0.140	0.183	0.121	0.234
Groupe d'États #3	0.067	0.270	0.045	0.452
PIB réel par habitant	2.54e-07	0.783	6.47e-07	0.430
PCE services financiers	0.00001	0.629	0.00002	0.405
PCE biens récréatifs	0.0002	0.301	0.0002	0.293
Croissance du PIB par habitant	-0.008	0.166	-0.008	0.173
Revenus par habitant	-3.46e-06	0.380	-4.57e-06	0.196
2) Catastrophes naturelles				
Logarithme Paiements d'assurance estimés en t-1	-0.001	0.604		
Logarithme Paiements d'assurance estimés en t-2	-0.004	0.247		
Nombre de catastrophes naturelles en t-1	0.011	0.159	0.009	0.156
Nombre de catastrophes naturelles en t-2	0.015**	0.044	0.010	0.123

Statistiques des régressions	Régression panel EA (complet)	Régression panel EA (Nb CAT par État)
Nombre d'observations	595	595
R ²	0.0379	0.0349
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	12.02 (12)	17.62 (10)
Prob > Chi2	0.4441	0.0617

7. CONCLUSION

L'objectif de ce mémoire fut de déterminer si nous étions aptes à prouver la présence d'une relation entre la probabilité d'acquisition d'une compagnie d'assurance et le nombre de catastrophes naturelles ayant affecté cette compagnie. Pour ce faire, notre modèle s'est basé sur des recherches telles que Meghouar (2016), qui ont modélisé la probabilité d'acquisition de compagnies à travers le monde, mais en y ajoutant une variable qui permettait d'isoler l'effet des catastrophes naturelles. Alors que les évènements de fusions et acquisitions ont été traités comme des variables binaires dépendantes, les variables de catastrophes ont été construites et utilisées dans leur forme nominale, dans le but de capter l'impact de la fréquence et de la sévérité de ces catastrophes naturelles. La principale contribution de ce mémoire vient d'ailleurs du fait que l'on met l'accent sur un facteur qui n'a jamais été étudié dans un modèle probabiliste de base qui fut particulièrement utilisé dans les dernières années.

Ce mémoire nous a également permis de valider certains déterminants de la probabilité d'acquisition tels que la taille de la cible, et de prendre position par rapport à certains déterminants qui ne semblaient pas faire l'unanimité dans les recherches antérieures comme le niveau de dettes et l'utilisation du levier financier de la cible.

Cette recherche contribue également à enrichir la littérature au niveau des bases de données disponibles, alors que nous avons construit l'entièreté de notre base de données utilisée contenant des informations sur les compagnies d'assurance en activités aux États-Unis entre les années 2000 et 2016. Cette base inclut également les variables en lien avec les catastrophes naturelles qui ont eu lieu dans les différentes régions des États-Unis entre 1998 et 2015.

Les résultats des statistiques descriptives semblaient de bon augure pour trouver une réponse positive à notre question de recherche. Toutefois, les résultats de nos régressions n'ont pas pu démontrer qu'il existait sans contredit une relation entre les deux types d'événements.

Une extension intéressante de ce travail serait d'utiliser une base de données couvrant une plus longue période, et d'inclure les compagnies d'assurance privées ainsi que les mutuelles dans l'échantillon. Cela permettrait d'avoir un plus grand nombre de fusions et acquisitions dans nos régressions. Il serait également bénéfique d'ajouter certaines variables au modèle de base et au modèle agrégé, dans le but de les rendre davantage représentatifs. Au niveau de la base de données sur les catastrophes naturelles, un plus grand choix et une plus grande précision sur les variables qui permettent d'évaluer la sévérité des catastrophes ayant affectées les compagnies d'assurance pourraient sans contredit être bénéfique pour une étude qui viserait à répondre à une question semblable.

Nous sommes également conscients que la méthode établie pour déterminer les États dans lesquels les compagnies d'assurance opéraient leurs activités n'est pas complètement représentative de la réalité. Donc, malgré qu'il soit difficile de déterminer exactement comment est distribuée la clientèle de chacune des compagnies en termes de région géographique, il serait certes pertinent de développer une méthode qui représente davantage la réalité.

ANNEXE A : Analyse de la fréquence des catastrophes naturelles ainsi que du nombre de fusions et acquisitions par État

Tableau 10 : Analyse du nombre de catastrophes naturelles en t-1 et du nombre de M&A pour chaque État

CAT t-1 par État

État	N	Nb. CAT t-1	Moy. CAT
AL	17	55	3.24
AZ	17	10	0.59
CA	17	20	1.18
CO	17	36	2.12
CT	17	43	2.53
DC	17	10	0.59
DE	17	24	1.41
FL	17	35	2.06
GA	17	64	3.76
IA	17	60	3.53
IL	17	112	6.59
IN	17	93	5.47
KY	17	57	3.35
LA	17	48	2.82
MA	17	41	2.41
MI	17	56	3.29
MN	17	46	2.71
MO	17	88	5.18
NC	17	65	3.82
ND	17	8	0.47
NE	17	40	2.35
NH	17	24	1.41
NJ	17	55	3.24
NV	17	4	0.24
NY	17	96	5.65
OH	17	89	5.24
OR	17	9	0.53
PA	17	95	5.59
SC	17	44	2.59
TN	17	62	3.65
TX	17	125	7.35
UT	17	2	0.12
VA	17	62	3.65
WA	17	8	0.47
WI	17	54	3.18
Total	595	1740	-

M&A par État

État	N	Nb. M&A	% M&A
AL	17	2	12%
AZ	17	0	0%
CA	17	1	6%
CO	17	0	0%
CT	17	2	12%
DC	17	1	6%
DE	17	1	6%
FL	17	4	24%
GA	17	1	6%
IA	17	2	12%
IL	17	2	12%
IN	17	0	0%
KY	17	1	6%
LA	17	0	0%
MA	17	4	24%
MI	17	4	24%
MN	17	3	18%
MO	17	1	6%
NC	17	2	12%
ND	17	0	0%
NE	17	0	0%
NH	17	0	0%
NJ	17	3	18%
NV	17	0	0%
NY	17	12	71%
OH	17	6	35%
OR	17	1	6%
PA	17	6	35%
SC	17	0	0%
TN	17	1	6%
TX	17	9	53%
UT	17	0	0%
VA	17	0	0%
WA	17	2	12%
WI	17	1	6%
Total	595	72	-

Figure 3 : Fréquence des M&A par État pour l'échantillon total (compagnies publiques et privées) pour la période 1990-2017

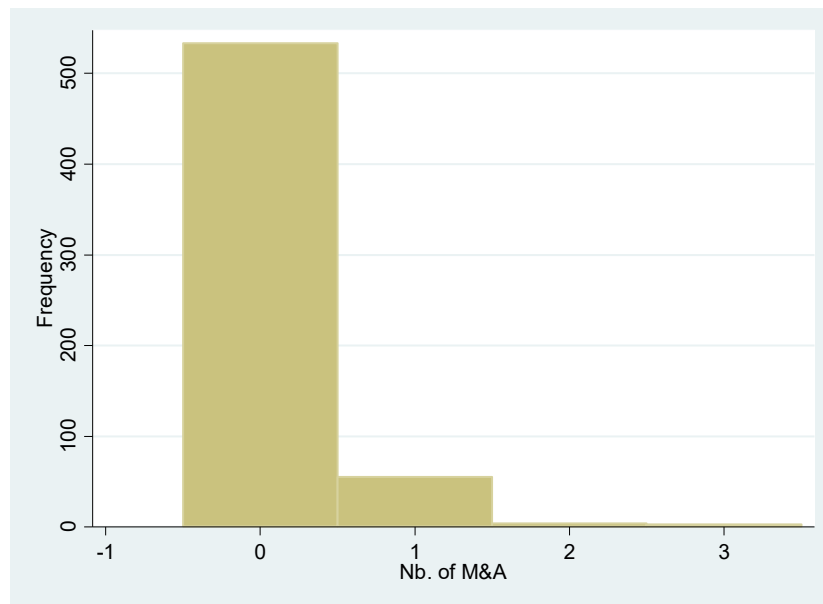


Figure 4 : Fréquence de catastrophes naturelles ayant eu lieu dans l'État en t-1

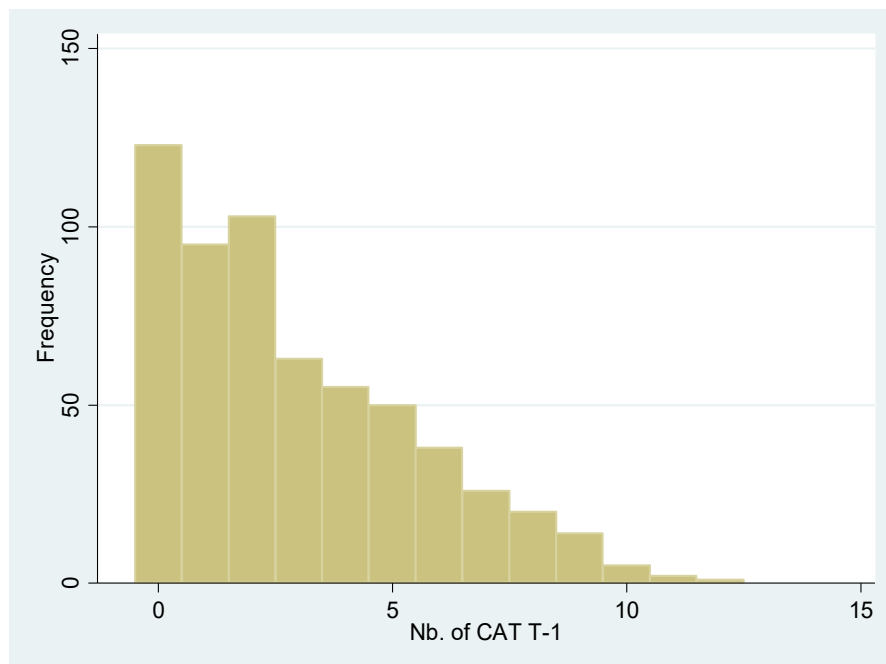


Tableau 11 : Nombre d'observations et de transactions de fusions et acquisitions par État

État	N	Nb. M&A	% M&A
AL	91	2	2.20%
AZ	2	0	0.00%
CA	121	1	0.83%
CO	18	0	0.00%
CT	200	6	3.00%
DC	7	1	14.29%
DE	14	1	7.14%
FL	121	6	4.96%
GA	57	1	1.75%
IA	144	4	2.78%
IL	167	2	1.20%
IN	63	0	0.00%
KY	53	1	1.89%
LA	15	0	0.00%
MA	85	4	4.71%
MI	37	5	13.51%
MN	40	5	12.50%
MO	48	1	2.08%
NC	34	2	5.88%
ND	4	0	0.00%
NE	22	1	4.55%
NH	20	0	0.00%
NJ	146	3	2.05%
NV	14	0	0.00%
NY	412	13	3.16%
OH	184	6	3.26%
OR	17	1	5.88%
PA	133	7	5.26%
SC	12	0	0.00%
TN	47	2	4.26%
TX	238	11	4.62%
UT	20	0	0.00%
VA	39	0	0.00%
WA	32	2	6.25%
WI	37	1	2.70%
Total	2694	89	-

ANNEXE B : Information sur les groupes d'États

Figure 5 : Illustration des régions délimitant les groupes d'États #1, #2, #3 et #4



Tableau 12 : Représente le nombre d'observation par groupe d'États, ainsi que le nombre de M&A

Grp. d'États	N	Nb. M&A	% M&A
1	1280	44	3.44%
2	346	13	3.76%
3	846	28	3.31%
4	222	4	1.80%
Total	2694	89	-

Tableau 13 : Corrélations entre les variables de catastrophes naturelles de groupes d'États

	State Group 1	State Group 2	State Group 3	State Group 4	LogTotalEstCATGrpt1	LogTotalEstCATGrpt2	NbCATGrpt1	NbCATGrpt2
Market-to-book	0.102***	-0.048	-0.0519*	-0.036	0.007	0.010	-0.015	0.007
Croissance des ventes	-0.023	-0.024	0.012	0.0528*	-0.129***	-0.021	-0.0514*	-0.031
Taille de la cible	0.161***	-0.141***	0.0689**	-0.215***	0.0700**	0.129***	0.111***	0.117***
Debt Ratio	-0.041	0.0649*	-0.020	0.021	-0.0648*	-0.0570*	-0.007	-0.021
Flux Monétaires disponibles	-0.027	0.014	0.013	0.009	-0.017	-0.031	-0.022	-0.011
ROE	0.035	0.000	0.005	-0.0699**	0.032	0.219***	0.036	0.0597*
Liquidity Ratio	-0.0892***	-0.006	-0.005	0.174***	-0.003	-0.008	-0.0536*	-0.0756**
Net margin	-0.033	0.012	0.021	0.010	-0.007	0.009	-0.019	0.009
Assets Rotation	-0.007	0.033	-0.120***	0.164***	-0.0544*	-0.156***	-0.128***	-0.107***
Financial Leverage	0.034	-0.0650*	0.0824**	-0.110***	0.037	0.041	0.0805**	0.0714**
Dividend Ratio	0.022	-0.002	-0.007	-0.025	0.006	0.024	0.036	0.032
P/E ratio	0.024	-0.018	0.014	-0.042	-0.011	0.043	-0.012	0.0651*
Nb. HQ	0.0747**	0.0782**	-0.032	-0.182***	0.0531*	0.0579*	0.0766**	0.0923***
State Group 1	1.000	-0.404***	-0.599***	-0.289***	0.170***	0.141***	-0.013	-0.004
State Group 2		1.000	-0.274***	-0.132***	-0.0693**	0.0640*	0.047	0.0594*
State Group 3			1.000	-0.196***	0.0584*	0.0544*	0.304***	0.327***
State Group 4				1.000	-0.307***	-0.420***	-0.528***	-0.596***
LogEstCATt1					0.493***	0.232***	0.514***	0.262***
LogEstCATt2					0.148***	0.369***	0.195***	0.434***
NbCATt1					0.284***	0.148***	0.542***	0.253***
NbCATt2					0.115***	0.214***	0.216***	0.550***
LogEstCATGrpt1					1.000	0.102***	0.520***	0.173***
LogEstCATGrpt2						1.000	0.250***	0.392***
NbCATt1							1.000	0.447***
NbCATt2								1.000

BIBLIOGRAPHIE

AGRAWAL, Anup et JAFFE, Jeffrey F (1996). «The pre-acquisition performance of target firms: A re-examination of the inefficient management hypothesis», *Rodney L. White Center for Financial Research working paper*, no 6-96.

ALCALDE, Nuria et ESPITIA, Manuel (2003). «The characteristics of takeover targets: The Spanish experience 1991–1997», *Journal of Management and Governance*, vol. 7, no 1, p. 1-26.

AMATO, Louis et WILDER, Ronald P (1985). «The effects of firm size on profit rates in US manufacturing», *Southern Economic Journal*, p. 181-190.

BELKAOUI, Ahmed (1978). «Financial ratios as predictors of Canadian takeovers», *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 5, no 1, p. 93-107.

BENALI, Nadia et FEKI, Rochdi (2017). «The impact of natural disasters on insurers' profitability: Evidence from Property/Casualty Insurance company in United States», *Research in International Business and Finance*, vol. 42, p. 1394-1400.

BERZ, Gerhard A (1997). «Natural disasters and the greenhouse effect: impact on the insurance industry and possible countermeasures», *Geneva Papers on Risk and Insurance. Issues and Practice*, p. 501-514.

BETTON, Sandra, ECKBO, B. Espen, et THORBURN, Karin S (2008). «Corporate takeovers», *Handbook of empirical corporate finance*. Elsevier. p. 291-429.

BILLETT, Matthew T (1996). «Targeting Capital Structure: The Relationship Between Risky Debt and the Firm's Likelihood of Being Acquired», *The Journal of Business*, vol. 69, no. 2, pp. 173–192. JSTOR, www.jstor.org/stable/2353463.

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.

BRAR, Gurvinder, GIAMOURIDIS, Daniel, et LIODAKIS, Manolis (2009). «Predicting European takeover targets», *European Financial Management*, vol. 15, no 2, p. 430-450.

CHEVALIER, J. (1995). «Capital Structure and Product-Market Competition: Empirical Evidence from the Supermarket Industry», *The American Economic Review*, 415-435. JSTOR, <http://www.jstor.org/stable/2118181>

CUDD, Mike et DUGGAL, Rakesh (2000). «Industry distributional characteristics of financial ratios: an acquisition theory application», *Financial Review*, vol. 35, no 1, p. 105-120.

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.

CUMMINS, J. David et XIE, Xiaoying (2009). «Market values and efficiency in US insurer acquisitions and divestitures», *Managerial Finance*, vol. 35, no 2, p. 128-155.

CRETIN, Fabienne, DIEUDONNÉ, Stéphane, BOUACHA, Slimane (2015). «M&A Activity: Where Are We In the Cycle? », OFI Assets Management. Récupéré de file:///C:/Users/olira/Downloads/AIAR_Q3_201507_M&A_CretinDieudonneBoucha.pdf

ESPAHBODI, Hassan et ESPAHBODI, Pouran (2003). «Binary choice models and corporate takeover», *Journal of Banking & Finance*, vol. 27, no 4, p. 549-574.

EVENETT, Simon J. (2004). «The cross-border mergers and acquisitions wave of the late 1990s», *Challenges to Globalization: Analyzing the Economics* (pp. 411-470). University of Chicago Press.

GRENIER, Roger (2019). « The Role of Catastrophe Models in the Evolution of the Flood Insurance Market», Air Worldwide Corporation. Récupéré le 10 juin 2019 de <https://www.air-worldwide.com/Blog/The-Role-of-Catastrophe-Models-in-the-Evolution-of-the-Flood-Insurance-Market/>

GOLLIER, Christian (2005). «Some Aspects of the Economics of Catastrophe Risk Insurance», *CESifo Working Paper Series*, No. 1409. SSRN: <https://ssrn.com/abstract=668384>

GONDHALEKAR, Vijay B., RAYMOND SANT, R., et FERRIS, Stephen P (2004). «The price of corporate acquisition: determinants of cash takeover premia», *Applied Economics Letters*, vol. 11, no 12, p. 735-739.

HAUSMAN, Jerry A (1978). «Specification tests in econometrics». *Econometrica: Journal of the econometric society*, p. 1251-1271.

Insurance Information Institute (2015). Hurricane Katrina 10 Years Later [infographique], Récupéré le 15 juin 2019 de <https://www.iii.org/article/infographic-hurricane-katrina-10-years-later>

JAMETTI, Mario et VON UNGERN-STERMBERG, Thomas (2010). «Risk selection in natural-disaster insurance», *Journal of Institutional and Theoretical Economics JITE*, vol. 166, no 2, p. 344-364.

JENNRICH, Robert I (1970). «An asymptotic χ^2 test for the equality of two correlation matrices», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 65, no 330, p. 904-912.

KITCHING, John (1973). *Acquisitions in Europe: Causes of corporate successes and failures*. Business International SA.

LA HAYE, Mélissa (2009). *L'asymétrie d'information comme déterminant de la prime payée lors d'une acquisition: une étude empirique*. Mémoire de maîtrise, HEC Montréal. (http://chairegestiondesrisques.hec.ca/wp-content/uploads/pdf/equipe/Memoire_LaHaye.pdf)

LAMB, Reinhold P (2015). «An exposure-based analysis of property-liability insurer stock values around Hurricane Andrew», *Journal of Risk and Insurance (1986-1998)*, vol. 62, no 1, p. 111.

LEWIS, Christopher M. et MURDOCK, Kevin C (1996). «The role of government contracts in discretionary reinsurance markets for natural disasters», *Journal of Risk and Insurance*, p. 567-597.

MEGHOUAR, Hicham (2016). *Corporate Takeover Targets: Acquisition Probability*. John Wiley & Sons.

MILLS, Evan (2009). «A global review of insurance industry responses to climate change», *The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice*, vol. 34, no 3, p. 323-359.

MORCK, Randall, SHLEIFER, Andrei, et VISHNY, Robert W (1988). «Characteristics of targets of hostile and friendly takeovers», *Corporate takeovers: Causes and consequences*. University of Chicago Press. p. 101-136.

Münchener Rückversicherungs-Gesellschaft (Avril 2009), «Relevant natural loss events in North America 1990 – 2018», NatCatSERVICE.

PALEPU, Krishna G (1986). «Predicting takeover targets: A methodological and empirical analysis», *Journal of Accounting and Economics*, vol. 8, no 1, p. 3-35.

POWELL, Ronan G (1997). «Modelling takeover likelihood», *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 24, no 7-8, p. 1009-1030.

POWELL, Ronan (2004). «Takeover prediction models and portfolio strategies: a multinomial approach», *Multinational Finance Journal*, vol. 8, no 1/2, p. 35-72.

PRICEWATERHOUSECOOPERS (2007). «Too Much Regulation, Tops Insurance Risks», Centre for the Study of Financial Information and PricewaterhouseCoopers, news release, 25 May.

SHELOR, Roger M., ANDERSON, Dwight C., et CROSS, Mark L (1992). «Gaining from loss: Property-liability insurer stock values in the aftermath of the 1989 California earthquake», *Journal of Risk and Insurance*, p. 476-488.

SONG, Moon H. et WALKLING, Ralph A (2000). «Abnormal returns to rivals of acquisition targets: A test of the acquisition probability hypothesis», *Journal of Financial Economics*, vol. 55, no 2, p. 143-171.

THOMANN, Christian (2013). «The impact of catastrophes on insurer stock volatility», *Journal of Risk and Insurance*, vol. 80, no 1, p. 65-94.

TSAGKANOS, Athanasios, KOUMANAKOS, Evangelos, GEORGOPOULOS, Antonios, *et al* (2012). «Prediction of Greek takeover targets via bootstrapping on mixed logit model», *Review of Accounting and Finance*, vol. 11, no 3, p. 315-334.