

HEC MONTRÉAL

HassaneSaddiki, 11096790
M.Sc. Ingénierie Financière

PROJET SUPERVISÉ
MANDAT SPÉCIFIQUE DE RECHERCHE

TRAVAIL DE RECHERCHE

LA DEMANDE DE RÉASSURANCE
AUX ÉTATS UNIS

TRAVAIL PRÉSENTÉ À
MONSIEUR GEORGES DIONNE

Avril 2015

RÉSUMÉ

Cette étude vise à ré-estimer le modèle de régression de moindres carrés de l'étude de Cassandra R. Cole et Kathleen A. McCullough (2006). L'étude examine l'impact de l'état de l'industrie de réassurance ainsi que celui des facteurs spécifiques aux assureurs sur la demande de réassurance par les assureurs américains. Afin d'aboutir à des résultats similaires, on utilise les données de 1993 à 2000, soit la même période que dans l'étude de Cole et McCullough (2006). Nos résultats sont similaires à ceux de l'étude répliquée : notre modèle est légèrement mieux ajusté aux données, et les coefficients des facteurs d'assureurs dans notre modèle diffèrent peu de ceux de l'étude en question. Dans notre régression, tous les facteurs de l'industrie de réassurance sont significatifs, contrairement à l'étude de Cole et McCullough (2006), où seul le prix de réassurance est significatif. Notre travail confirme toutefois les résultats de l'étude de Cole et McCullough (2006) ; il appuie les résultats d'études précédentes concernant les motivations traditionnelles de la demande de réassurance, et confirme que l'état de l'industrie de réassurance a un impact sur la quantité de réassurance demandée par les assureurs américains.

INTRODUCTION

Ce travail vise à reproduire le modèle de régression de Cassandra R. Cole et Kathleen A. McCullough présenté dans leur article intitulé « *A Reexamination Of The Corporate Demand Of Reinsurance* » (« *Un réexamen de la demande corporative de réassurance* »), apparu en 2006 dans « *The Journal of Risk and Insurance* ».

La réassurance est l'assurance des sociétés d'assurance. Le but de ces sociétés, en se procurant de la réassurance, est de réduire le risque associé aux polices souscrites en étalant le risque.

L'industrie de la réassurance connaît des changements importants ces dernières années. Il y a d'abord les préoccupations concernant la capacité des réassureurs à la suite de catastrophes tels l'ouragan Andrew, le tremblement de terre de Northridge, et plus récemment les attaques terroristes du 11 septembre 2001. En plus une consolidation est observée dans l'industrie de la réassurance. Celle-ci est finalement affectée par les pertes de souscription jumelée à une baisse de retour sur investissement. Ces changements ont réduit la capacité et la rentabilité du marché de la réassurance mondial. Avec une telle baisse de capacité et un risque accru d'insolvabilité, décider de la quantité de réassurance à avoir et mettre en place un programme de réassurance pour l'ensemble de la compagnie relèvent d'une importance cruciale pour les assureurs.

Entre autres, l'étude de Cole et McCullough (2006) cherche à savoir si l'état de l'industrie de réassurance est relié à la demande de réassurance.

Contracter une réassurance est une transaction importante pour un assureur primaire. Adiel (1996) trouve que la réassurance peut être utilisée afin d'augmenter le capital et les revenus de l'assureur et de diminuer les coûts reliés à la réglementation. Cependant, si un réassureur devient insolvable, que ce soit pour une cause spécifique à la firme ou à cause de forces externes, cela peut avoir des répercussions néfastes sur plusieurs parties prenantes.

En 2001, 56% des cessions provenaient de l'Amérique du Nord, la majeure partie est attribuée aux assureurs américains (SwissRe, 2002). Les primes cédées par ceux-ci représentent alors une grande partie de la réassurance du marché mondial.

La santé financière des assureurs a été affectée par des catastrophes qui ont eu lieu dans les années passées. S&P estimait le ratio combiné de l'industrie de réassurance à 114% pour

l'année 2000. En 1997, plus de 30% des 125 plus grands assureurs étaient cotés AAA ou AA+. En 2000, ce pourcentage a baissé à 20%.

Des études antérieures sur la demande de réassurance par les assureurs américains modélisaient la demande en considérant des motivations comme les incitatifs d'investissement, la probabilité de faillite, les effets de taxation, et la disponibilité de services réels (ex., Mayers et Smith, 1990 ; Garven et Lamm-Tennant, 2003). Cependant, ces études ne considèrent pas l'influence de l'état de l'industrie de réassurance sur la décision d'achat de réassurance. Le modèle reproduit dans ce projet porte une extension à la littérature en incorporant les changements du marché de réassurance aux États-Unis ainsi que les caractéristiques spécifiques des assureurs.

HYPOTHÈSES ET CONSTRUCTION DE VARIABLES

Les hypothèses et la construction des variables sont divisées en deux catégories : (1) les motivations traditionnelles de la demande corporative de la réassurance basées sur les caractéristiques financières et opérationnelles des compagnies cédantes; (2) l'état de l'industrie de réassurance américaine. La table 1 présente la liste des variables ainsi que leurs effets prédits sur la demande de réassurance.

LES MOTIVATIONS TRADITIONNELLES DE LA DEMANDE DE REASSURANCE

Des études précédentes comme celles de Mayers et Smith (1990) et de Garven et Lamm-Tennant (2003) montrent que la demande d'assurance corporative est affectée par des facteurs spécifiques à la firme. Ces facteurs incluent la probabilité et le coût de la faillite, les incitatifs d'investissement, les effets de taxation, et la disponibilité de services réels. On discute dans ce qui suit de ces facteurs retrouvés dans la littérature et on décrit les *proxy* utilisés dans l'article de Cole et McCullough (2006) pour tester leur impact sur la demande de réassurance.

Coûts de faillite

La décision de se réassurer est affectée par la probabilité de faillite (Hoerger, Sloan et Hassan (1990)). La réassurance est en effet un mécanisme qui permet à l'assureur de transférer une partie de son risque au réassureur, réduisant ainsi sa probabilité de faillite, et par conséquent ses coûts espérés de faillite. Warner (1977) a étudié les coûts de faillite directs des compagnies de chemins de fer, et a trouvé que ces coûts ne sont pas proportionnels à la taille

de la compagnie. En effet, bien qu'en termes absolues, les compagnies qui ont une plus grande valeur marchande avaient des coûts de faillite plus élevés, ces coûts sont moins élevés

Table 1
Sommaire des hypothèses

Variable	Effet sur la demande de réassurance	Définition
Facteurs d'assureurs		
Rendement d'actif	-	Revenu net sur actif
Affaires directes/ Surplus	+	Total des primes souscrites directes sur le total des revenus d'investissement
Muni	+	Revenu d'investissement exempt d'impôt sur le total des revenus d'investissement
Dev. Sinistres 2	+	Le développement des pertes estimées et des dépenses qui y sont reliées pour les pertes encourues il y a plus de deux ans, sur le surplus des détenteurs de polices.
Taille	-	Logarithme naturel d'actifs admis.
Indice de groupe	+	Variable indicatrice valant 1 si l'assureur est affilié, 0 sinon.
L. A. Herf	-	Indice de Herfindahl selon les lignes d'affaires
Indice Action	-	Variable indicatrice valant 1 si l'assureur est une compagnie par actions, 0 sinon.
Géo. Herf	+/-	Indice de Herfindahl selon les États
Facteurs de l'industrie de réassurance		
Prix Re.	-	Primes souscrites nettes sur la valeur présente des pertes encourues ajustées pour les dépenses de souscription, les dépenses d'ajustement de pertes et les dividendes payés.
Liq. Re.	+/-	L'encaisse et les actifs investis, sur le passif de l'industrie de réassurance.
Dev. Pertes 2 Re.	-	Dev. Pertes 2 pour l'industrie de la réassurance

s'ils sont mesurés comme des proportions de la valeur au marché de la compagnie. Les coûts de faillite, en termes relatifs, sont donc plus élevés pour les petites firmes. Cole et McCullough (2006) citent plusieurs études qui ont utilisé la taille de la firme pour tester l'effet des coûts de faillite sur la demande corporative de l'assurance : Mayers et Smith (1990), Hoyt et Khang (2000), Garven et Lamm-Tennant (2003), Weiss et Chung (2004). Toutes les études mettent en évidence que la taille est inversement reliés à l'achat de l'assurance. Cole et McCullough (2006) incluent le logarithme naturel des actifs admissibles afin de tester l'hypothèse selon laquelle les plus petits assureurs seraient plus enclins à acheter de la réassurance.

Le niveau d'endettement affecte aussi la probabilité de faillite. Carson et Hoyt (1995) mentionnent qu'il existe un niveau optimal d'endettement et que la valeur de la firme décroît au-delà de ce niveau. Ils ont aussi montré, comme d'autres études, que des niveaux plus élevés d'endettement sont souvent associées à des probabilités plus élevées de faillite.

Cole et McCullough (2006) utilisent le ratio des primes directes souscrites sur le surplus pour capter l'effet potentiel de l'endettement. Ils citent l'étude de Garven et Lamm-Tennant (2003), montrant que la réassurance est un substitut pour le surplus. Donc plus grand est le surplus de l'assureur, moins il achètera de réassurance. Autrement dit, plus son ratio de primes directes souscrites sur le surplus est petit, moins il achètera de réassurance, d'où le signe positif attendu pour cette variable. Cette relation peut impliquer qu'un assureur souscrivant plus de primes par rapport à son surplus achètera plus de réassurance puisque son risque d'insolvabilité sera plus élevé.

Les primes souscrites directes pour un assureur en une année donnée sont les primes pour les polices souscrites durant l'année ainsi que celles renouvelées. Ces primes sont ajustées pour la réassurance cédée et la réassurance assumée pour calculer les primes souscrites nettes. Les primes souscrites diffèrent des primes payées. Par exemple, la moitié seulement de la prime payée sera incluse dans l'année en cours pour une prime souscrite le 30 juin. L'autre moitié sera allouée aux primes acquises de l'année suivante. Les primes souscrites réagissent plus rapidement aux changements économiques, comme le changement dans la capacité de l'industrie.

Pour une année donnée, on a :

$$\frac{\textit{Affaires directes}}{\textit{Surplus}} = \frac{\textit{Total des primes souscrites}}{\textit{Surplus des détenteurs de polices}}$$

Le surplus étant celui de fin d'année.

Par ailleurs, plusieurs recherches ont documenté la manipulation des réserves pour atteindre les objectifs financiers. Parmi celles-ci, Cole et McCullough (2006) citent Petroni (1992), Weiss (1985), Grace (1990), Christensen, Hoyt et Paterson (1999) et Gaver et Paterson (1999).

Petroni (1992) montre que les assureurs en difficulté financière sont plus enclins à sous-estimer les réserves pour les pertes.

Les réserves sont les sommes mises de côté par les assureurs pour faire face à leurs obligations. En assurance générale (*P&C, Property and Casualty*), il y a plusieurs types de réserves : les provisions techniques (*legal and statutory reserves*), les provisions pour sinistres en suspens (*reserve for outstanding claims*), les provisions pour sinistres à payer (*loss reserve*), etc. Les réserves en question dans l'étude qu'on reproduit ici sont les provisions pour sinistres à payer. Il s'agit des « provisions correspondant à la dette contractée par l'assureur à l'égard des assurés du fait des sinistres survenus antérieurement à la fin de l'exercice » (site web de l'Institut de l'assurance de dommage de Québec, 2015). Ces provisions sont en trois types : (1) des provisions pour des sinistres réglés mais non encore payés, c'est-à-dire des sinistres dont on connaît le montant; (2) des provisions pour des sinistres à régler, c'est-à-dire des sinistres qui ont eu lieu mais dont on ne connaît pas le montant ; (3) des provisions pour des sinistres éventuels, c'est-à-dire des sinistres survenus mais dont on n'est pas encore au courant du montant (*IBNR, Incurred But Not Reported*).

Petroni (1992) utilise aussi les réserves dans le sens des provisions pour sinistres à payer. C'est à partir de ces réserves et du surplus que le ratio *Dev. Sinistres 2* est construit. C'est un ratio qu'on retrouve dans les états financiers des assureurs, dans la page de données historiques de 5 ans. Ce ratio est calculé comme suit :

Dev. Sinistres 2

$$= 100 \frac{\text{Développement de provisions pour sinistres à payer pendant les deux dernières années}}{\text{Surplus des détenteurs de police il y a deux ans}}$$

Le numérateur est calculé comme suit :

$$\text{Réserve}_0 + \text{Pmt} - \text{Réserve}_{-2}$$

Où :

$Réserved_0$: Les réserves actuelles pour les sinistres encourues il y a plus que deux ans ;

$Réserved_{-2}$: Les réserves établies il y a deux ans pour les mêmes sinistres ;

Pmt : Les paiements pour ces sinistres dans les deux dernières années.

Un ratio négatif indique que les réserves établies antérieurement étaient surestimées et que les réclamations sont réglées à un coût moindre que le coût estimé. Par contre, un ratio positif indique que les réserves établies étaient insuffisantes et qu'elles se sont développées négativement. Si ces réserves se développent négativement, ce qui se traduit par un ratio constamment positif, c'est un signe que l'assureur sous-estime intentionnellement ses réserves.

Petroni (1992) utilise ce ratio dans son modèle de régression, où la variable dépendante est l'erreur d'estimation de réserves. Son échantillon consistait de données de 324 assureurs, entre 1979 et 1983. Petroni a séparé son échantillon en deux sous échantillons, un sous-échantillon d'assureurs financièrement forts (723 assureurs années), et un autre d'assureurs financièrement faibles (164 assureurs années). Pour le premier sous-échantillon, la moyenne du ratio est de -5.2, tandis qu'elle est de 11.8 pour le deuxième.

Dans les états financiers des assureurs, le numérateur du ratio est pris directement dans le *Schedule P* :

Table 2

SCHEDULE P - PART 2 - SUMMARY													
INCURRED LOSSES AND ALLOCATED EXPENSES REPORTED AT YEAR END (\$000 OMITTED)													
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
	Years in which losses were incurred	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	One Year	Two Year
1	Prior	vp212	vp213	vp214	vp215	vp216	vp217	vp218	vp219	vp2110	vp2111	vp2112	vp2113
2	1989	vp222	vp223	vp224	vp225	vp226	vp227	vp228	vp229	vp2210	vp2211	vp2212	vp2213
3	1990	xxxx	vp233	vp234	vp235	vp236	vp237	vp238	vp239	vp2310	vp2311	vp2312	vp2313
4	1991	xxxx	xxxx	vp244	vp245	vp246	vp247	vp248	vp249	vp2410	vp2411	vp2412	vp2413
5	1992	xxxx	xxxx	xxxx	vp255	vp256	vp257	vp258	vp259	vp2510	vp2511	vp2512	vp2513
6	1993	xxxx	xxxx	xxxx	xxxx	vp266	vp267	vp268	vp269	vp2610	vp2611	vp2612	vp2613
7	1994	xxxx	xxxx	xxxx	xxxx	xxxx	vp277	vp278	vp279	vp2710	vp2711	vp2712	vp2713
8	1995	xxxx	xxxx	xxxx	xxxx	xxxx	xxxx	vp288	vp289	vp2810	vp2811	vp2812	vp2813
9	1996	xxxx	xxxx	xxxx	xxxx	xxxx	xxxx	xxxx	vp299	vp2910	vp2911	vp2912	vp2913
10	1997	xxxx	xxxx	xxxx	xxxx	xxxx	xxxx	xxxx	xxxx	vp21010	vp21011	vp21012	xxxx
11	1998	xxxx	xxxx	xxxx	xxxx	xxxx	xxxx	xxxx	xxxx	xxxx	vp21112	xxxx	xxxx
											12. Total	vp21212	vp21213

L'étude de Cole et McCullough (2006) qu'on reproduit utilise le ratio *Dev. Sinistres 2* pour déterminer si les ajustements pour les provisions pour sinistres affectent la demande de

réassurance. Comme cette variable indique si un assureur sous-estime ou surestime ses réserves, un assureur ayant un ratio plus élevé (réserves sous estimées) demanderait plus de réassurance dans le but d'atténuer des contraintes financières potentielles.

Incitatifs d'investissement

Selon Myers (1977), les firmes, dans certaines circonstances, peuvent rejeter les projets à valeur présente nette positive à cause de conflits d'intérêts entre détenteurs d'actions et détenteurs de dette. Puisque les détenteurs de polices, tout comme les détenteurs de dette, ont des droits sur l'actif de la firme, les gestionnaires pourraient rejeter des projets à valeur présente nette positive si la possibilité d'un grand sinistre inattendu existe. Mayers et Smith (1990) émettent l'hypothèse selon laquelle l'utilisation de la réassurance réduirait potentiellement le sous-investissement en transférant une partie de l'incertitude résultant de l'éventualité de grands sinistres au réassureur. Les études de Mayers et Smith (1990), ainsi que celle de Powell et Sommer (2002), utilisent le levier pour tester cette hypothèse. L'étude de Cole et McCullough (2006) utilise et le levier et la profitabilité pour cette fin. Les firmes trop endettées utiliseraient plus de réassurance à cause du plus grand risque d'insolvabilité. Mais d'un autre côté, les firmes plus profitables devraient être capables d'absorber les grands sinistres inattendus et ce faisant seraient moins affectées par le problème du sous-investissement. On s'attend donc à ce que les firmes plus profitables demandent moins de réassurance. La mesure de profitabilité dans l'étude reproduite ici est le rendement d'actif :

$$\text{Rendement d'actif} = \frac{\text{Revenus nets}}{\text{Total d'actif}}$$

Taxation

Des études antérieures montrent que la structure de taxation affecte la décision de l'assureur de se procurer de la réassurance. Par exemple, Garven et Lamm-Tennant (2003) montrent que puisque le recours à la réassurance peut réduire les effets des grands sinistres inattendus, il augmente la probabilité qu'un assureur bénéficie d'un investissement dans un actif exempt de taxes. On s'attend à ce que les firmes avec plus d'actifs exempts de taxe demandent plus de réassurance. Adiel (1996) utilise aussi cette variable dans son modèle de régression pour prédire la demande de réassurance. Il prédit aussi une relation positive entre ce ratio et la demande de réassurance, mais avance une explication un peu différente : les assureurs qui planifient d'acheter beaucoup de réassurance sont conscients de la hausse espérée des revenus taxables, et voudraient mettre une partie de leurs revenus d'investissement à l'abri des taxes,

et ce en augmentant la proportion des investissements exempts de taxe. Cette variable est clairement définie dans son article, d'ailleurs on reprend ici le même nom qu'il lui a donné :

$$Muni = \frac{\text{Revenus d'intérêt d'obligations exempts de taxes américaines}}{\text{Revenu total d'investissement}}$$

Services réels

Les réassureurs offrent des services réels aux compagnies cédantes comme le traitement des réclamations et la tarification. Les réassureurs ont parfois un avantage comparatif par rapport aux assureurs grâce à la spécialisation et aux économies d'échelle. L'étendue de cet avantage est liée à la concentration des assureurs. Un assureur concentré en termes de diversité d'affaires ou de répartition géographique bénéficierait plus de l'expertise et des services réels d'un réassureur. Cet argument seul prédit une relation négative avec la demande de réassurance. Cependant, le recours à la réassurance peut augmenter la diversification du risque : Un assureur avec une grande concentration dans une ligne d'affaires ou une région géographique achèterait plus de réassurance afin de se diversifier. Le signe est donc ambigu. Deux mesures sont utilisées pour la concentration : (1) L'indice de Herfindahl géographique ; (2) L'indice de Herfindahl pour les lignes d'affaires.

Autres facteurs

En plus des motifs mentionnés, des études antérieures montrent que d'autres facteurs tels la forme organisationnelle, la composition du portefeuille et l'affiliation peuvent affecter la demande de la réassurance. Afin de prendre en compte les coûts d'agence potentiels liés à la forme organisationnelle, Cole et McCullough (2006) introduisent dans leur modèle une variable indicatrice valant 1 si la compagnie est en actions, et 0 si la compagnie est mutuelle. La même variable a été utilisée par Garven et Lamm-Tennant (2003). Un signe négatif est prévu pour la variable puisqu'une mutuelle aurait plus de difficulté à accéder à du nouveau capital dans le cas d'un grand sinistre, et aurait donc recours à plus de réassurance pour remédier à cette limitation.

Les lignes d'affaires d'une compagnie d'assurance affectent ses opportunités d'investissement, la volatilité de ses revenus, son niveau de risque global et potentiellement sa demande de réassurance. Pour incorporer ces effets, des variables mesurant la proportion de primes souscrites dans chaque ligne d'affaire sont incluses dans le modèle de Cole et McCullough (2006). Un exemple de ces effets est que dans les lignes d'habitation, si la

concentration géographique est plus élevée, l'assureur céderait plus. Mayers et Smith (1990) ont incorporé ces effets d'une façon similaire.

L'affiliation à un groupe peut influencer un assureur quant à l'achat de la réassurance. Mayers et Smith (1990) ont émis l'hypothèse selon laquelle les assureurs membres d'un groupe se procureraient plus de réassurance. En effet, la réassurance servirait à transférer les profits à l'intérieur du groupe et réduirait les taxes que le groupe payerait en totalité. Les résultats de leur étude, tout comme celle de Powell et Sommer (2002), supportent cette hypothèse. Dans le modèle de Cole et McCullough (2006) qu'on reproduit ici, une variable indicatrice d'affiliation est incluse afin d'incorporer l'effet potentiel d'affiliation.

Dans leur article, Cole et McCullough mentionnent des tests de robustesse menés en examinant la demande de réassurance par les assureurs non affiliés seulement. Ces tests visent à déterminer si les résultats obtenus dans le modèle de base sont attribués en partie aux mouvements de fonds dans le marché des capitaux interne du groupe, que la variable indicatrice d'affiliation ne permet pas de contrôler.

L'EFFET DE L'ETAT DE L'INDUSTRIE DE REASSURANCE

Comme les facteurs spécifiques aux assureurs, l'état de l'industrie américaine de réassurance affecterait aussi la demande de réassurance par les assureurs américains. Les variables de l'industrie de réassurance sont basées sur des données annuelles pour tous les réassureurs américains. Dans ce travail, trois facteurs seront construits : (1) le prix moyen ; (2) le statut de développement de sinistre moyen ; (3) la liquidité de l'industrie de réassurance américaine.

Le prix

Le prix est évidemment un facteur important et devrait affecter la quantité de réassurance achetée. La suite des attaques du 11 septembre 2001 a montré que l'assurance et la réassurance peuvent devenir inaccessibles si l'industrie subit des sinistres catastrophiques. Cole et McCullough (2006) citent la théorie de contrainte de capacité, les grands sinistres constituent des chocs limitant l'offre globale de la réassurance, causant ainsi une augmentation temporaire des prix. (Réf. Cummins et Danzon, 1997 ; Weiss et Chung, 2004).

On s'attend aussi qu'un coût plus élevé de la réassurance causerait une baisse de la demande de celle-ci. Cette relation, mentionnent les auteurs, peut toutefois être contrecarrée par l'hypothèse de la dette risquée. En effet, selon cette hypothèse, les réassureurs plus stables financièrement sont en mesure de charger des prix plus élevés pour la couverture. (Réf.

Cummins et Danzon ,1997 ; Weiss et Chung, 2004). Il est donc possible que la relation entre le prix et la quantité demandée de réassurance peut être affectée par la santé financière des réassureurs.

Les auteurs prennent comme mesure de prix l'inverse du ratio économique de l'industrie de réassurance. Plusieurs études (référencées par les auteurs) utilisent le ratio économique pour mesurer le prix, tels Winter (1994), Sommer (1996), Weiss et Chung (2004). Toutefois, les ajustements aux primes souscrites et aux sinistres encourus ne sont pas identiques. Les auteurs définissent le prix comme étant les primes souscrites nettes sur la valeur présente des sinistres encourus de l'année d'accident ajustées pour les dépenses de souscription, les dépenses d'ajustement de sinistres et les paiements de dividendes. Cette définition n'explique pas l'ajustement à effectuer. Dans une note de l'article de Cummins et Danzon (1997), référencé par les auteurs, on trouve une définition plus explicite :

$$\begin{aligned} \text{Prix} &= \frac{\text{Primes souscrites nettes} - \text{Dépenses de souscription} - \text{Dividendes}}{\text{Valeur présente des sinistres encourus de l'année d'accident}} \\ &= \frac{PSN - DS - Div}{VP(L)} \end{aligned}$$

Il manque toutefois l'ajustement pour les dépenses d'ajustement de sinistres : les *LAE* (*LossAdjustmentExpenses*), connus en assurance générale. Dans ce travail, on les ajoute aux sinistres encourus avant d'appliquer le facteur d'escompte, puisqu'on croit que ce sont des dépenses dont le timing et l'amplitude sont corrélés à ceux de paiements de sinistres. Il vient que :

$$L = \text{Sinistres encourus} + LAE$$

Afin d'escompter ce montant, on utilise le facteur D, utilisé par Winter (1990) dans le calcul du ratio de sinistres économique :

$$D = \sum_s \frac{\beta_s}{(1+r)^s}$$

Le vecteur β_s , dans l'étude de Winter, a été estimé comme suit : pour les lignes d'affaires à queues épaisses (*Schedule P*), les données de flux monétaires pour les réclamations cumulées payées chaque année suivant l'année de police étaient disponibles pour les années 1980, 1981 et 1982. Séparer ces séries sur une base annuelle donne un estimé de β_s pour chaque année, et une moyenne est calculée pour les trois années pour ne retenir qu'un vecteur pour les lignes d'affaires à ailes épaisses. Pour les lignes d'affaires à ailes minces (*Schedule Q*), les

proportions des réclamations en 1986 étaient d'environ 60% la première année, 30% la deuxième année et 10% la troisième année. En d'autres mots, un vecteur β_s estimé de (0.6, 0.3, 0.1, ...). Ensuite une moyenne est calculée à partir des deux vecteurs, pondérés par les revenus de primes de 1986 de chaque *Schedule*. Le vecteur agrégé résultant est (0.435, 0.266, 0.107, 0.055, 0.034, 0.034, 0.034, 0.034).

Dans notre travail, on utilise ce même vecteur agrégé pour escompter les pertes, quoique nos données correspondent aux années 1993-2000. On suppose que les flux monétaires pour le règlement des réclamations correspondent grossièrement à la même série estimée par Winter pour 1986. Il est à noter que les résultats de Winter n'étaient pas sensibles aux variations d'estimations de cette série. Quant aux taux d'intérêt, on a pris les taux des bons de trésor américains, en considérant que les paiements ont lieu au milieu de l'année. Par exemple, pour les sinistres encourus de 1993, les paiements faits en 1994 sont escomptés avec le taux sans risque de 6 mois, et ceux faits en 1995 avec un taux de 18 mois, etc.

A partir des taux des bons de trésor américains, on calcule les taux d'escompte suivants :

$\frac{1}{(1+r)^s}$

Table 3

s	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
0.5	0.9923	0.9532	0.9779	0.9711	0.9719	0.9806	0.9712	0.9631
1.5	0.9315	0.9021	0.9205	0.9148	0.9238	0.9311	0.9002	0.9153
2.5	0.8816	0.8491	0.8671	0.8695	0.8772	0.8630	0.8554	0.8924
3.5	0.8299	0.7999	0.8242	0.8257	0.8130	0.8201	0.8341	0.8864
4.5	0.7817	0.7603	0.7826	0.7652	0.7726	0.7996	0.8285	0.8719
6.5	0.7430	0.7219	0.7253	0.7272	0.7533	0.7942	0.8149	0.8488
7.5	0.7055	0.6691	0.6893	0.7091	0.7483	0.7812	0.7933	0.8082

Les taux d'escompte pondérés par la structure à terme des sinistres sont ensuite calculés pour calculer le facteur D pour chaque année, comme illustré dans la table 4.

Pour une année donnée, la formule de la mesure du prix devient :

$$Prix = \frac{PSN - DS - Div}{D * L}$$

Où :

PSN : Total des primes souscrites nettes par les réassureurs américains ;

DS : Total des dépenses de souscription pour les réassureurs américains ;

Div : Total des dividendes payés par les réassureurs américains ;

D : Facteur d'escompte (Table 4) ;

L : Sinistres encourus et dépenses d'ajustement de sinistres.

Table 4

s	β_s	$\frac{\beta_s}{(1+r)^s}$							
		1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
0	0.435	0.4350	0.4350	0.4350	0.4350	0.4350	0.4350	0.4350	0.4350
0.5	0.266	0.2640	0.2536	0.2601	0.2583	0.2585	0.2608	0.2584	0.2562
1.5	0.107	0.0997	0.0965	0.0985	0.0979	0.0988	0.0996	0.0963	0.0979
2.5	0.055	0.0485	0.0467	0.0477	0.0478	0.0482	0.0475	0.0470	0.0491
3.5	0.034	0.0282	0.0226	0.0233	0.0233	0.0229	0.0231	0.0235	0.0250
4.5	0.034	0.0266	0.0215	0.0208	0.0203	0.0205	0.0213	0.0220	0.0232
6.5	0.034	0.0253	0.0204	0.0183	0.0184	0.0190	0.0201	0.0206	0.0214
7.5	0.034	0.0240	0.0189	0.0165	0.0170	0.0179	0.0187	0.0190	0.0194
D		0.9512	0.9151	0.9202	0.9181	0.9211	0.9261	0.9219	0.9272

Le développement de provisions pour sinistres

Ici il s'agit du développement de provisions pour sinistres pour l'industrie de réassurance américaine. Le calcul de ce ratio est similaire à celui pour les assureurs, sauf que le numérateur et le dénominateur sont des agrégats de l'industrie de réassurance :

Dev. Sinistres 2 Re.

$$= 100 \frac{\text{Développement de provisions pour sinistres à payer pendant les deux dernières années pour tous les réassureurs américains}}{\text{Surplus des détenteurs de police il y a deux ans, de tous les réassureurs américains}}$$

Ce ratio devrait affecter la demande de réassurance. En effet, puisque la compagnie cédante est responsable des sinistres au cas où le réassureur fait défaut, elle a intérêt à se couvrir auprès de réassureurs en bonne santé financière. Comme expliqué dans la section des facteurs de l'assureur, ce ratio indique si les provisions établies initialement (il y a deux ans) étaient adéquates, sous-estimées ou surestimées. Sous-estimer ces provisions peut être un moyen de

dissimuler une performance financière médiocre. Si par exemple l'industrie de réassurance en moyenne sous-estime ses provisions pour sinistres, ce qui sera mis en évidence par un ratio positif, la demande de réassurance diminuerait. Un signe négatif est donc prévu pour cette variable dans la régression.

La liquidité

Deux effets peuvent découler de la liquidité du marché de réassurance : (1) Si les réassureurs ont assez de liquidités, les assureurs les considéreraient plus stables et en bonne santé financière, et demanderaient par conséquent plus de réassurance ; (2) La liquidité peut être un signe d'excès de capacité, ce qui inciterait les réassureurs à fournir plus de réassurance, ou encore à garder cet excès en prévision de marchés plus serrés. Un signe positif est prévu pour cette variable, et elle est définie comme suit :

$$Liq. Re. = \frac{Actifs\ investis + Encaisse\ et\ actifs\ à\ C.T.}{Passifs}$$

Les actifs et passifs constituant ce ratio sont des agrégats de l'industrie de réassurance américaines.

DESCRIPTION DES DONNÉES ET CADRE EMPIRIQUE

DESCRIPTION DES DONNEES

Nos données financières des assureurs et des réassureurs proviennent de *NAIC (National Association of Insurance Commissioners Property and Casualty Database)* pour la période 1993-2003. On s'est limité à la période 1993-2000, soit la période des données de l'étude de Cole et McCullough (2006), puisque le but de notre travail est de reproduire les résultats de leur étude. Les firmes avec des valeurs illogiques sont éliminées. C'est-à-dire si une compagnie a une valeur négative pour l'actif, le passif, ou les primes pour une année ou plus, elle est exclue de l'échantillon. Les firmes sont ensuite classifiées en assureurs et réassureurs. Les réassureurs sont définis comme étant les firmes dont la réassurance assumée de la part des compagnies non affiliées est plus que 75 pour cent des primes directes souscrites plus la réassurance assumée des compagnies affiliées. Il s'agit de la classification de *A.M. Best* dans ses publications concernant les réassureurs.

Les variables de l'industrie américaine de la réassurance sont calculées à partir des moyennes annuelles des firmes classifiées comme réassureurs. Notre échantillon final est constitué de 1292 assureurs uniques (correspondant à 8523 observations), dont 438 sont non affiliés. Pour les réassureurs, on en a 81 (correspondant à 337 observations), dont 38 sont non affiliés. Il faut toutefois mentionner que dans notre travail, on a considéré les assureurs et réassureurs

présents dans la base de données pour au moins une année dans la période 1993-2000, et ce après le nettoyage susmentionné.

Table 5

Nombre d'assureurs par type

type	Frequency	Percent	Cumulative Frequency
1	854	66.10	854
2	438	33.90	1292

Nombre de réassureurs par type

type	Frequency	Percent	Cumulative Frequency
1	43	53.09	43
2	38	46.91	81

Type =1 : Affiliés ; Type =2 : Non affiliés

Une des options de nettoyage de données est de considérer les compagnies avec des données financières dans la base de données de *NAIC* sur toute la période 1993-2000, mais un examen de l'évolution du nombre d'assureurs et de réassureurs (dans la base de données de *NAIC*) montre une certaine croissance dans les deux types (affiliés et non affiliés) :

Table 6

Évolution du nombre d'assureurs américains

Type	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	Total
1	835 9.8%	828 9.7%	849 10.0%	852 10.0%	873 10.2%	870 10.2%	880 10.3%	5987 70.3%
2	435 5.1%	421 4.9%	385 4.5%	360 4.2%	337 4.0%	309 3.6%	289 3.4%	2536 29.8%
Total	1270 14.9%	1249 14.7%	1234 14.5%	1212 14.2%	1210 14.2%	1179 13.8%	1169 13.7%	8523 100.0%

Table 6 (Suite)

Évolution du nombre de réassureurs américains

Type	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	Total
1	24	26	24	21	17	17	20	172
	7.1%	7.7%	7.1%	6.2%	5.0%	5.0%	5.9%	51.0%
2	20	18	18	20	19	23	20	165
	5.9%	5.3%	5.3%	5.9%	5.6%	6.8%	5.9%	49.0%
Total	44	44	42	41	36	40	40	337
	13.1%	13.1%	12.5%	12.2%	10.7%	11.9%	11.9%	100.0%

On a inclus dans notre échantillon toute compagnie américaine ayant rapporté ses états financiers au moins une année dans la période 1993-2000, et n'ayant pas des valeurs illogiques quant aux données utilisées dans l'étude.

On remarque que le nombre d'assureurs et de réassureurs est assez stable d'année en année, qu'environ 70% d'assureurs sont affiliés, et qu'environ la moitié des réassureurs le sont.

CADRE EMPIRIQUE

L'étude de Cole et McCullough (2006) reproduite dans ce travail examine si la demande de réassurance est reliée à l'état de marché de réassurance américain. Pour ce faire, un modèle de régression de moindres carrés est estimé afin de déterminer quels facteurs affectent la quantité de réassurance achetée par les assureurs :

$$Reass_{ij} = \alpha + \sum_{i,j} \beta_{ij} X_{ij} + \sum_j \beta_j Y_j + \varepsilon_{ij}$$

Où :

$$Reass = \frac{\text{Réassurance cédée}}{\text{Primes directes souscrites} + \text{Réassurance assumée}}$$

X = Vecteur de variables représentant les caractéristiques spécifiques

au $i^{\text{ème}}$ assureur, y compris les variables reliées aux motivations traditionnelles

de la demande de réassurance, et les contrôles spécifiques pour la $j^{\text{ème}}$ année.

Y = Vecteur de variables représentant l'état de l'industrie de réassurance pour l'année j .

Ce modèle inclut les facteurs traditionnels spécifiques aux firmes que des études antérieures ont montré qu'ils affectent la demande de réassurance, et inclut également des variables mesurant le prix et la santé financière du marché de réassurance américain. La variable dépendante est le montant de réassurance cédée en rapport aux primes directes souscrites et la réassurance assumée. Les facteurs spécifiques aux compagnies cédantes et les contrôles

incluent le rendement d'actif, un indicateur de la forme organisationnelle, un indicateur d'affiliation, des *proxy* pour la taille, le levier, l'ajustement de réserves pour sinistres, l'utilisation d'actifs exempts de taxes, la concentration géographique, la concentration par ligne d'affaires, et le mixte d'affaires.

L'état de l'industrie américaine est caractérisé par le prix moyen, le développement de provisions pour sinistres et la liquidité.

Dans l'étude de Cole et McCullough (2006) on mentionne un problème d'endogénéité potentiel au niveau des variables spécifiques à la firme. Pour y remédier, les variables indépendantes spécifiques à la firme, y compris les contrôles, sont retardées, tel que suggéré par Greene (1997) et Kennedy (1998).

RÉSULTATS

STATISTIQUES SOMMAIRES

Caractéristiques des compagnies cédantes

La table 7 donne les statistiques sommaires des variables utilisées dans le modèle reproduit dans ce travail. Les statistiques sont calculées pour l'échantillon des assureurs après nettoyage.

Table 7
Moyennes des facteurs d'assureurs

Variable	<i>Table 2 de l'article de Cole et McCullough</i>	
Return on assets	0.02997	0.02190
Direct business/surplus	2.01487	2.50510
Tax-exempt inv. inc./total inv. inc.	0.21366	0.24200
2-yr lossdevelopment	-5.44018	2707.86*
Size	18.17225	17.82680
Group dummy	0.69684	0.67350
Line-of-business Herfindahl	0.45432	0.63910
Stock dummy	0.71835	0.72910
Geographic Herfindahl	0.53056	0.57930
Percent reinsuranced	0.35846	0.36620
Percent reinsurance ceded to affiliates	0.19421	0.19540

*On pense qu'il s'agit d'une coquille dans l'article de Cole et McCullough

Nos estimations ponctuelles sont proches de celles de l'étude de Cole et McCullough (2006), à part pour deux variables : (1) l'index de Herfindahl par ligne d'affaires, et (2) l'ajustement de développement de sinistres de deux ans.

Il faut mentionner que nos estimations sont effectuées à partir de l'échantillon déjà nettoyé, utilisé pour la régression. Quand l'estimation est effectuée à partir de l'échantillon original, on s'approche plus des estimations de Cole et McCullough (2006) pour certaines variables et on s'éloigne pour d'autres. On avance les raisons potentielles suivantes pour l'écart entre nos estimations et celles de Cole et McCullough pour les deux variables susmentionnées :

- (1) l'index de Herfindahl par ligne d'affaires : Cole et McCullough(2006) utilisent dans leur modèle, comme variables de contrôle, les pourcentages de primes souscrites dans trois lignes d'affaires reliées à la réassurance, mais dans notre base de données, les colonnes pour les primes souscrites dans ces lignes sont vides. Or, ces mêmes primes sont utilisées dans le calcul de l'index de Herfindahl par ligne d'affaires. Il est donc possible que la différence d'estimation provient de ce fait.
- (2) l'ajustement de développement de sinistres de deux ans : Notre estimation indique qu'en moyenne, les assureurs américains établissent originellement des provisions redondantes et que les réclamations sont réglées à un coût moindre. D'ailleurs, notre estimé est proche du -5.2, la moyenne de la même variable pour un échantillon d'assureurs financièrement forts de l'étude de Petroni (1992), mais pour des années antérieures. On pense qu'il s'agit d'une coquille dans l'article de Cole et McCullough, puisqu'une moyenne de 2707.86 n'a pas de sens, surtout que dans le manuel de ratios d'IRIS (*Insurance Regulatory Information System*), on lit que ce ratio est usuellement en deçà de 20%.

66% des 1292 assureurs sont affiliés (Table 5). L'étude inclut les assureurs affiliés et non affiliés. L'inclusion d'une variable indicatrice pour l'adhésion à un groupe (qui tient compte de la différence systématique) permet de développer une taille d'échantillon plus grande et un modèle plus complet pour la demande de réassurance.

Table 8

Résultats du modèle de la demande de réassurance

Table 3 de l'article
de Cole et McCullough

	Coeff.	Ecart type		Coeff.	Ecart type	
Intercept	1.31247	0.05721	*	1.3336	0.0516	*
InsurerFactors						
Return on assets	-0.23165	0.05175	*	-0.3365	0.0435	*
Direct business/surplus a	0.01997	0.00069	*	0.0001	0.0001	
Tax-exempt inv. inc./total inv. inc.	0.01160	0.01235		0.0035	0.0114	
2-yr lossdevelopmentb	0.00035	0.00009	*	0.0002	0.0000	*
Size	-0.04552	0.00209	*	-0.045	0.0023	*
Group dummy	0.09765	0.00759	*	0.1016	0.0068	*
Line-of-business Herfindahl	-0.28560	0.01298	*	-0.2989	0.0114	*
Stock dummy	0.06260	0.00773	*	0.0683	0.0072	*
Geographic Herfindahl	-0.14056	0.00964	*	-0.0946	0.0183	*
ReinsuranceIndustryFactors						
Reinsurers' price	-0.00060	0.00033	***	-0.0009	0.0003	*
Reinsurers' liquidity	0.00015	0.00024	***	0.0001	0.0002	
Reinsurers' 2-yr loss development b	0.00035	0.00009	*	0.0005	0.0008	

Le montant moyen de la proportion de réassurance cédée (par rapport au total des affaires directes souscrites plus la réassurance assumée) est 0.3585. La valeur minimale de la variable est -0.6608 et la valeur maximale est 1.4043. Comme le notent Cole et McCullough (2006), cette variable devrait être contenue entre 0 et 1. Cependant, comme expliqué dans l'étude de Mayers et Smith (1990), cela résulte surtout d'un non appariement temporaires des flux monétaires. Par exemple, des valeurs négatives pour la réassurance cédée peuvent résulter d'un retour de primes par le réassureur. Le ratio peut, d'un autre côté, dépasser 1 pour une firme ayant délaissé une ligne d'affaires ou un État car elle a arrêté d'émettre des nouvelles polices, mais réassurant encore les polices en force. Cole et McCullough (2006) notent aussi que moins que 1% des observations ont une valeur négative pour cette variable, et que les résultats du modèle ne changent pas en les éliminant.

Table 8 (Suite)

Résultats du modèle de la demande de réassurance

Table 3 de l'article
de Cole et McCullough

	Coeff.	Ecart type		Coeff.	Ecart type
Line-of-Business Controls c					
Fire	-0.16538	0.02718 *		-0.03370	0.02920
Alliedlines	0.25162	0.03105 *		0.06390	0.04590
Ocean marine	0.13335	0.05604 **		0.10790	0.04550 **
Earthquake	0.32763	0.11677 *		0.43620	0.13790 *
Aircraft	0.23934	0.07549 *		0.23830	0.09710 **
Burglary and theft	-0.05300	0.09595		-0.26950	0.33790
Boiler and machinery	0.45705	0.16410 *		0.12860	0.17340
Financial guaranty	0.10174	0.04962 **		0.04360	0.05260
Fidelity	-0.54069	0.10826 *		-0.29490	0.09600 *
Surety	-0.14428	0.02045 *		-0.15810	0.01960 *
Credit	-5.14292	1.95211 *		-0.13850	0.04910 *
Medicalmalpractice—occurrence	0.13556	0.03933 *		0.04620	0.02350 **
Medicalmalpractice—claims made	0.11499	0.02384 *		0.00830	0.01870
Otherliability—occurrence	0.08899	0.03533 **		-0.02110	0.02740
Otherliability—claims made	0.23343	0.02529 *		0.14560	0.02340 *
Product liability—occurrence	0.28275	0.24161		0.57180	0.09370 *
Product liability—claims made	-0.07802	0.40808		0.29050	0.09160 *
Workers compensation	0.11977	0.01634 *		-0.00930	0.01610
Privatepassenger auto liability	-0.01138	0.02653		0.04170	0.01950 **
Commercial auto liability	0.03241	0.01725 ***		-0.07210	0.02430 *
Auto physical damage	-0.13453	0.02325 *		-0.11880	0.02300 *
Homeowners multiple peril	0.01378	0.01960		-0.07870	0.02070 *
Farmers multiple peril	-0.16670	0.05088 *		-0.14350	0.03500 *
Group accident and health	-0.00982	0.03725		-0.12500	0.02610 *
Other accident and health	-0.07632	0.04788		-0.14490	0.04090 *
Reinsurance—property				-0.43500	0.08010 *
Reinsurance—liability				-0.02820	0.07980
Reinsurance—financiallines				-2.13580	1.62660
	R ²	0.2276		R ²	0.2097

L'étude couvre la période de 1993 à 2000.

Les facteurs des assureurs et les contrôles pour les lignes d'affaires sont décalés à cause d'une potentielle endogénéité.

- a Cette variable est ajoutée ultérieurement (et la régression est ré-estimée) à cause de sa colinéarité avec d'autres variables.
- b Cette variable est ajoutée après avoir enlevé les variables de prix et de liquidité, à cause de la colinéarité avec celles-ci.
- c Chaque contrôle pour une ligne d'affaire représente la proportion de primes souscrites dans cette ligne d'affaires.

*Significatif à 1%, **significatif à 5%, et***significatif à 10%.

DEMANDE CORPORATIVE DE LA REASSURANCE

La table 8 rapporte les résultats du modèle reproduit dans ce travail (Équation (1)), modélisant la demande corporative de la réassurance. Le premier groupe de variables décrit les motivations traditionnelles basées sur les compagnies cédantes. Les résultats appuient les hypothèses de départ et sont en accord avec des études antérieures.

La variable de taille, par exemple, est négative et significative, suggérant que les coûts de faillite ne sont pas proportionnels à la taille. On rappelle que la taille n'est utilisée que comme un *proxy* pour les coûts de faillite¹.

Le rendement d'actif est négatif et significatif, suggérant que les assureurs plus profitables demandent moins de réassurance. Ce résultat appuie la théorie selon laquelle la réassurance est utilisée pour contrecarrer le problème de sous-investissement².

La variable de développement de sinistres de deux ans est significative, indiquant que les firmes qui sous-estiment les provisions pour les sinistres ont tendance à acheter plus de réassurance, ce qui appuie encore plus l'hypothèse selon laquelle le stress financier potentiel croit la demande pour la réassurance.

Les deux variables pour les indices de concentration (Herfindahl) ont des coefficients négatifs et significatifs. Ceci appuie l'hypothèse des services réels, selon laquelle plus un assureur est concentré, géographiquement ou par ligne d'affaires, moins il achètera de réassurance.

Les variables pour la forme organisationnelle et l'affiliation sont significatives, indiquant que les assureurs constitués par actions et les assureurs affiliés demandent plus de réassurance. Mayers et Smith (1990) ont trouvé des résultats contraires eu égard à l'effet de la forme organisationnelle ; ils ont trouvé que les assureurs constitués en actions demandent moins de réassurance que les autres formes organisationnelles. Cole et McCullough(2006) notent que la différence peut être due au cadre de classification utilisée, la période de temps examinée, ou les firmes incluses dans les bases de données. En effet, Mayers et Smith (1990) ont utilisé tous les types d'assureurs en 1981 pour lesquels ils avaient des données, tandis que l'étude de Cole et McCullough(2006) n'inclut que les assureurs par actions et mutuels, et couvre la période de 1993 à 2000.

Quant à la variable d'affiliation, les résultats de Mayers et Smith (1990) sont en accord avec ceux de Cole et McCullough(2006) qu'on a pu reproduire dans ce travail. Ceci appuie le fait que les assureurs affiliés demandent plus de réassurance.

18 des 25 variables contrôles incluses dans le modèle sont significatives, et la plupart des variables des lignes de responsabilité ont des coefficients positifs, ce qui met en évidence l'importance des types de lignes d'affaire souscrites dans la décision d'achat de réassurance.

¹Warner (1977) démontre que les coûts de faillite ne sont pas proportionnels à la taille : les coûts de faillite sont plus élevés pour les petites firmes.

²Le problème de sous-investissement se manifeste quand les gestionnaires rejettent les projets à valeur nette positive à cause de la possibilité de grands sinistres inattendus.

La variable de taxation n'est pas significative dans ce modèle. Toutefois, Cole et McCullough (2006) notent que d'autres modèles avec des mesures alternatives pour la taxation donnent un coefficient négatif et significatif pour cette variable.

La plupart des facteurs spécifiques aux assureurs sont donc significatifs. En plus, les trois facteurs de l'industrie de réassurance sont significatifs dans notre travail, contrairement à l'étude de Cole et McCullough (2006) qui n'ont trouvé que le prix qui est négatif et significatif, suggérant que plus le coût de couverture est élevé, moins de réassurance un assureur demandera.

Nous avons un coefficient positif et significatif pour la liquidité de l'industrie de réassurance, suggérant que dans un marché plus liquide, un assureur achètera plus de réassurance. La liquidité de l'industrie, comme mentionné auparavant, peut avoir trois effets : (1) quand les réassureurs ont assez de cash, les assureurs considèrent l'industrie de réassurance plus stable et financièrement solide et réassureraient donc plus ; (2) la liquidité peut être un signe d'excès de capacité, ce qui pourrait inciter un réassureur à offrir plus de réassurance ; (3) les réassureurs peuvent garder l'excès de capacité en anticipation de marchés plus serrés (hypothèse de la contrainte de capacité).

Les trois facteurs de l'industrie de réassurance sont corrélés (Table 9). En enlevant le prix et la liquidité, on trouve un coefficient négatif pour le ratio de développement de sinistres de deux ans de l'industrie de réassurance ; un signe qu'on avait anticipé, puisqu'un ratio élevé indique une moins bonne santé financière pour l'industrie de réassurance, ce découragerait la demande de réassurance. Le coefficient trouvé n'est toutefois pas significatif.

Table 9

Pearson Correlation Coefficients, N = 7204

Prob> |r| under H0: Rho=0

	Liquidité	Prix	Dév. Sinistres 2
Liquidité	1	0.53034 <.0001	-0.5826 <0.0001
Prix	0.53034 <.0001	1	0.22923 <.0001
Dév. Sinistres 2	-0.5826 <0.0001	0.22923 <.0001	1

Comme noté dans la table 8, le ratio d'affaires directes sur le surplus a été ajouté ultérieurement car son inclusion affecte les coefficients. En effet, cette variable présente une corrélation avec d'autres variables, comme le montre la matrice de corrélation suivante:

Table 10

Pearson Correlation Coefficients, N = 7204

Prob> |r| under H0: Rho=0

	Aff.Dir./Surp.	Taille	Rendement d'actif
Aff.Dir./Surp.	1	-0.09067 <0.0001	-0.0683 <.0001
Taille	-0.09067 <0.0001	1	0.06728 <.0001
Rendement d'actif	-0.0683 <.0001	0.06728 <.0001	1

Les seuils expérimentaux des tests de corrélation pour les trois variables (de levier (Affaires directes sur surplus), de taille et de rendement), prises deux à deux, montre qu'on doit rejeter l'hypothèse selon laquelle la corrélation est nulle, et ce pour les trois paires.

CONCLUSION

Les résultats liés aux facteurs spécifiques à l'assureur appuient les résultats d'études antérieurs dans ce domaine. En plus, l'étude de Cole et McCullough(2006) répliquée dans ce travail montre que l'état de réassurance américain influence la demande de réassurance.

Le fait que l'état du marché de réassurance américain influence affecte la demande corporative de réassurance impliquent que les changements dans le marché de réassurance américain influenceront éventuellement le marché d'assurance primaire.

Les résultats de l'étude de Cole et McCullough (2006) peuvent être utiles aux réassureurs, assureurs, autorités de réglementation ainsi qu'aux consommateurs.

RÉFÉRENCES

- C.D.Cole, and K.A. McCullough, 2006, A Reexamination of the Corporate Demand for Reinsurance, *The Journal of Risk and Insurance*, 73: 169-192.
- Lamm-Tennant, J., and L. T. Starks, 1993, Stock versus Mutual Ownership Structures: The Risk Implications, *Journal of Business*, 66: 29-46.
- Mayers, D., and C.W. Smith, 1990, On the Corporate Demand for Insurance: Evidence from the Reinsurance Market, *Journal of Business*, 63: 19-40.
- Myers, S., 1977, Determinants of Corporate Borrowing, *Journal of Financial Economics*, 5: 147-175.
- Petroni, K. R., 1992, Optimistic Reporting in the Property-Casualty Insurance Industry, *Journal of Accounting and Economics*, 15: 485-508.
- Weiss, M. A., and J. Chung, 2004, U.S. Reinsurance Prices, Financial Quality, and Global Capacity, *Journal of Risk and Insurance*, 71: 437-467.
- Winter, R. A., 1994, The Dynamics of Competitive Insurance Markets, *Journal of Financial Intermediation*, 3: 379-415.
- <http://www.iadq.qc.ca/centre-linguistique/p.html?fOrd=desc&lexique=FA>
- Insurance Regulatory Information System (IRIS) Ratios Manual, 2014 Edition