

## SOMMAIRE

**LA PLUS GRANDE CATASTROPHE  
DANS L'HISTOIRE DE L'ASSURANCE**  
Rémi Moreau

**AVIATION INSURANCE AND RISK  
MANAGEMENT**  
Philippe Fortin and Louis Haeck

**INSURABILITY OF PUNITIVE  
DAMAGES – A LEGAL PERSPECTIVE**  
Michael D. Hultquist

**APPARIEMENT DE L'ACTIF ET  
DU PASSIF D'UN ASSUREUR VIE  
PAR L'UTILISATION DE PRODUITS  
DÉRIVÉS**  
Nathalie Laporte

**DÉRÈGLEMENTATION DES BONUS-  
MALUS EN ASSURANCE AUTO-  
MOBILE ET INCITATIONS À LA  
SÉCURITÉ ROUTIÈRE : LE CAS  
DE LA FRANCE**  
Nathalie Fombaron

**UN MODÈLE DE TARIFICATION  
OPTIMAL POUR L'ASSURANCE  
AUTOMOBILE DANS LE CADRE  
D'UN MARCHÉ RÉGLEMENTÉ :  
APPLICATION À LA TUNISIE**  
Olfa N. Ghali

**CHRONIQUES**

# Assurances

revue d'assurance et de gestion des risques

janvier 2002 ■ no 4



**Desjardins**  
**Sécurité financière**<sup>MC</sup>  
vie, santé, retraite



Vancouver • Calgary • Regina • Winnipeg • Toronto • Ottawa • Montréal • Québec • Lévis • Halifax • St. John's

## **POUR 5 MILLIONS DE CANADIENS LA SÉCURITÉ FINANCIÈRE A UN NOUVEAU NOM**

**Desjardins Sécurité financière**, une nouvelle compagnie, naît de la fusion de l'Assurance vie Desjardins-Laurentienne et de L'Impériale, compagnie d'assurance-vie du Canada. C'est une filiale du Mouvement Desjardins, le sixième groupe financier au pays avec un actif de plus de 80 milliards de dollars.

La raison d'être de Desjardins Sécurité financière : aider les consommateurs canadiens à atteindre la **sécurité financière** grâce à une combinaison judicieuse d'assurance **vie et santé** pour se prémunir contre les risques financiers d'un accident, d'une maladie ou d'un décès, et d'épargne en vue de la **retraite**. Cinq millions de Canadiens comptent déjà sur nos produits individuels et collectifs d'assurance de personnes et d'épargne pour leur sécurité financière, disponibles dans de multiples réseaux de distribution dont les caisses Desjardins, Services financiers SFL, Finactive et les courtiers indépendants.

Nous remercions nos clients et nos distributeurs de leur appui. Comme eux, les consommateurs qui veulent atteindre la tranquillité d'esprit et les conseillers financiers qui souhaitent élargir leur offre de produits peuvent compter sur nous!

[www.desjardinssecuritefinanciere.com](http://www.desjardinssecuritefinanciere.com)

1 800 463-7870

# Assurances

Revue trimestrielle consacrée à l'assurance et à la gestion des risques

La revue *Assurances* est la propriété de l'École des Hautes Études Commerciales  
3000, chemin de la Côte-Sainte-Catherine, Montréal (Québec) H3T 2A7



**Comité international de lecture / *International Editorial Board***

Richard Amott, Jean-Luc Bacher, Jean Bigot, Phelim Boyle, Hervé Cachin,  
J. David Cummins, Richard A. Derrig, Neil Doherty, Louis Eeckhoudt, Christian Gollier,  
Denis Kessler, Henri Loubergé, Norma Nielson, Jean-François Outreville, Pierre Picard,  
Bertrand Venard, Ralph Winter.

**Comité de la Revue / *Journal Committee***

Gilles Bernier, Claire Boisvert, Martin Boyer, Georges Dionne, Robert Gagné,  
Michel Gendron, Louis Haeck, Raymond Medza, Rémi Moreau, Robert Parizeau,  
Sylvie St-Onge, Luc Vallée.

**Directeur / *Director***

Georges Dionne

**Rédacteur en chef / *Editor-in-chief***

Rémi Moreau

**Secrétaire / *Secretary***

Claire Boisvert

**Administration / *Management***

École des Hautes Études Commerciales

Chaire de gestion des risques

3000, chemin de la Côte-Sainte-Catherine

Montréal (Québec) H3T 2A7

Téléphone / Phone : (514) 340-5646 ou / or (514) 340-5651

Télécopie / Fax : (514) 340-5019

revue.assurances@hec.ca

<http://www.hec.ca/assurances-revue>

**Agence des abonnements / *Subscription Agency***

**RoweCom Canada**

2155, rue Guy, bureau 950, Montréal (Québec) H3H 2R9

Téléphone / Phone : (514) 274-5468 (ou / or 1-800-361-1431)

Télécopie / Fax : (514) 274-0201

Courriel : [faxonquebec@faxon.ca](mailto:faxonquebec@faxon.ca)

©2002 par l'École des Hautes Études Commerciales. On ne peut reproduire, enregistrer ou diffuser aucune partie de cette publication sans avoir obtenu, au préalable, l'autorisation du directeur ou du rédacteur en chef.

©2002 by the École des Hautes Études Commerciales. Complete or partial reproduction, registration or distribution requires the written permission of the Director or the Editor-in-chief.

**Dépôt légal / *Legal deposit***

ISSN 0004-6027

Bibliothèque nationale du Canada / National Library of Canada

Bibliothèque nationale du Québec / National Library of Quebec

**Envoi poste publications – Enregistrement n° 08788 /**

***Delivery Postage Publication – Registration no. 08788***

**Port payé à Montréal / *Postage paid at Montreal***

**MERCI À NOS DONATEURS  
THANKS TO OUR CONTRIBUTORS**

L'École des Hautes Études Commerciales remercie  
les entreprises ci-dessous, qui contribuent au financement  
de la Chaire de gestion des risques et/ou  
de la revue Assurances.

*The École des Hautes Études Commerciales thanks  
the corporations mentioned hereafter for their financial  
support to the Risk Management Chair and/or  
the Journal Assurances.*

**Catégorie OR / GOLD category**

Aon Parizeau inc.  
Banque Toronto-Dominion

**Catégorie ARGENT / SILVER category**

Marsh Canada Ltd.  
Chubb du Canada compagnie d'assurance  
La Sécurité, assurances générales



# Assurances

69<sup>e</sup> année, numéro 4, janvier 2002

## ARTICLES GÉNÉRAUX

### LA PLUS GRANDE CATASTROPHE DANS L'HISTOIRE DE L'ASSURANCE

par Rémi Moreau ..... 511

### AVIATION INSURANCE AND RISK MANAGEMENT

by Philippe Fortin and Louis Haeck ..... 533

### INSURABILITY OF PUNITIVE DAMAGES – A LEGAL PERSPECTIVE

by Michael D. Hultquist ..... 545

## ARTICLES ÉVALUÉS

### APPARIEMENT DE L'ACTIF ET DU PASSIF D'UN ASSUREUR VIE PAR L'UTILISATION DE PRODUITS DÉRIVÉS

par Nathalie Laporte ..... 565

### DÉRÈGLEMENTATION DES BONUS-MALUS EN ASSURANCE AUTOMOBILE ET INCITATIONS À LA SÉCURITÉ ROUTIÈRE : LE CAS DE LA FRANCE

par Nathalie Fombaron ..... 589

### UN MODÈLE DE TARIFICATION OPTIMAL POUR L'ASSURANCE AUTOMOBILE DANS LE CADRE D'UN MARCHÉ RÉGLEMENTÉ : APPLICATION À LA TUNISIE

par Olfa N. Ghali ..... 603

## CHRONIQUES

### COMPTE RENDU DE COLLOQUE, par Rémi Moreau

Journée d'étude sur la nouvelle loi québécoise sur le commerce électronique ..... 655

### CHRONIQUE DES CHAIRES EN GESTION DES RISQUES ET ASSURANCES, par Gilles Bernier

Les travaux et activités de la Chaire en assurance L'Industrielle-Alliance (1999 à 2001) ..... 659

FAITS D'ACTUALITÉ, par Rémi Moreau ..... 669

1. Une usine chimique toulousaine frappée par une violente explosion – 2. Évolution de la gestion des risques – 3. Les 15 plus grands réassureurs en l'an 2000 – 4. Les réassureurs mondiaux régissent les conditions de souscription pour les années 2001 et celles à venir – 5. Les assureurs directs versus les assureurs par courtage au Québec – 6. MunichAmerican RisksPartners, la filiale canadienne de American

Reinsurance Co., membre du groupe Munich Re – 7. L'assurance maritime : les hausses de taux sont confirmées – 8. Selon une étude, il n'y aurait aucun lien entre les recrudescences des tempêtes tropicales et le réchauffement de la planète – 9. Dix scénarios catastrophiques d'ici 2005, mais aucun ne portait sur une catastrophe terroriste – 10. Une nouvelle table de points d'inaptitude au Québec – 11. Les réclamations frauduleuses au Canada toujours omniprésentes – 12. Une nouvelle compagnie connue sous le nom Desjardins Sécurité financière, née de la fusion, le 28 décembre 2001, de l'Assurance vie Desjardins-Laurentienne et de l'Impériale, compagnie d'assurance vie – 13. L'acquisition de Lincoln Re par la Swiss Re – 14. AXIS Specialty, une filiale d'assurance et de réassurance constituée par le courtier Marsh&MacLennan – 15. Un programme d'analyses des risques politiques offert par AON – 16. Onze personnes ont perdu la vie dans le tunnel suisse du Gothard – 17. Les tests génétiques en assurance vie demeurent limités – 18. Un nouveau pacte doit être négocié par la FIFA en vue d'assurer la coupe du monde de soccer en 2002 – 19. Les fraudes dans les réclamations de dommages personnels au Canada sont estimées à 500 millions de dollars pour l'an 2000 – 20. L'ouragan *Michelle* a dévasté Cuba et l'Algérie fut frappée par des inondations meurtrières – 21. Un autre crash d'American Air Lines sur New York a fait 265 morts – 22. Les résultats des assureurs IARD canadiens au second trimestre de 2001 – 23. Le Congrès 2001 de l'assurance et des produits financiers organisé par *Le Journal de l'assurance* et le magazine *Finance*

**CHRONIQUE ACTUARIELLE,**

par divers collaborateurs du Groupe-conseil Aon

La technologie au service des ressources humaines : comment maximiser votre potentiel et améliorer vos communications. . . . . 685

**LA PAGE DE L'INTERNAUTE / THE INTERNET SURFER PAGE**

L'Association de Genève/The Geneva Association . . . . . 691



## LA PLUS GRANDE CATASTROPHE DANS L'HISTOIRE DE L'ASSURANCE

par Rémi Moreau

### RÉSUMÉ

La tragédie du 11 septembre 2001, dès potron-minet, dans le ciel de New York, de Washington et de la Pennsylvanie, est sans commune mesure, tant par le nombre de morts et de personnes qui ont souffert du crash intentionnel des avions kamikazes, que par l'ampleur des dégâts matériels et économiques, notamment par l'effondrement des deux tours jumelles et des nombreux édifices avoisinants qui furent également détruits ou endommagés. C'est la plus grande catastrophe dans l'histoire de l'assurance et dans l'histoire américaine. Deux mois plus tard, l'auteur tente de faire le point sur les assureurs et réassureurs engagés dans ce méga sinistre et les montants impliqués dans toutes les branches d'assurance : assurance de personnes, accidents du travail, assurance des biens et pertes d'exploitation, assurance aviation et assurance automobile.

Un tel événement n'est pas sans être porteur d'enseignements, dont la nécessité de réexaminer en profondeur les principes d'assurance et de réassurance à la base de la souscription, de la tarification et de la rédaction des grands risques, de revoir aussi les couvertures contre certains risques spéciaux, tels les risques politiques ou terroristes, par des mécanismes traditionnels, financiers ou pools d'assurance.

### ABSTRACT

*In both their impact and consequences, the scope of the early morning tragedies which occurred in New York, Washington and Pennsylvania on 11 September is as yet immeasurable. No one so far knows the exact number of deaths nor the extent and depth of human suffering caused by the kamikaze crashes into the twin towers of the WTC, nor the real costs of the material and financial fallout from the destruction and damage they wrought at ground zero and its vicinity. The events of 11 September now stand as the greatest catastrophe in the history of the insurance industry and of the United States of America. Two months later, the author examines the situation of the insurers and reinsurers at risk and the*

*amount of insurance payments involved in all classes of insurance : life insurance, worker's compensation insurance, property insurance, business interruption insurance, aviation insurance, automobile insurance.*

*Such an insurable event highlights the necessity for a fundamental review of the insurance and reinsurance principles underlying the way jumbo risks are subscribed to, rated, and written up; it underscores as well the need to rethink the use of traditional, financial or pooling mechanisms to cover political or terrorist risks.*

## ■ INTRODUCTION

Les actes de terrorisme américains perpétrés aux États-Unis le 11 septembre 2001 établissent une marque tragique, unique et incontestable dans le cadre d'un événement assurable dans l'histoire de cette industrie. La tragédie ne sera pas – les signes pointent déjà – sans avoir un impact majeur sur le plan géopolitique. En l'espace de quelques semaines, sous le choc du terrorisme, se dessinent un nouvel ordre international et le sort futur de la planète. Un état de panique universel fait sourdre des menaces entièrement nouvelles. Une coalition internationale de l'angoisse est en train de naître, réunissant et les alliés et les belligérants d'autrefois.

Cet événement aura aussi d'immenses conséquences économiques et financières. Le but de cet article est de mettre en lumière les lourdes inquiétudes qui se profilent dans les milieux de la réassurance et de l'assurance<sup>1</sup>, non seulement dans les règlements qui découleront du méga sinistre, mais aussi dans les nouvelles façons d'opérer : les traités de réassurance post septembre, les normes de souscription renforcées, les tarifs à la hausse et les restrictions de couvertures. On n'ose imaginer la perspective de nouvelles attaques terroristes, dans un proche avenir, bel et bien promises par les fanatiques du régime des talibans, et des coûts additionnels qui en découleraient.

D'ores et déjà, on sait que les règlements d'assurance s'annoncent longs et fastidieux, sous un arrière-plan politico-judiciaire, pour démêler l'écheveau d'une grande complexité, que nous signalerons ici à grands traits, tant sur le plan des assureurs et des montants astronomiques impliqués que sur celui des conditions contractuelles.

Les premières estimations, dans les semaines qui ont suivi la tragédie, laissaient entrevoir un bilan déjà en sus de tous les records. Dans un article précédent<sup>2</sup>, alors que les cendres du World Trade Center étaient encore chaudes, nous avançons un chiffre, déjà faramineux, pouvant se situer entre 20 et 30 milliards de dollars, pour faire face aux milliers de pertes de vie, aux compensations découlant des accidents du travail, à la perte des deux tours du World Trade Center, à l'endommagement du Pentagone, aux crashes des transporteurs aériens, aux dommages aux biens et édifices avoisinants et aux responsabilités diverses découlant de cet événement catastrophique. Nous étions loin de la vérité, car il faut envisager, au minimum, le double, voire le triple de ce montant; et ce, sans prendre en compte les pertes économiques, directement liées aux attentats, qui auraient fait perdre 100 000 emplois new-yorkais (on parle de 150 000 emplois temporairement, dans les semaines qui ont suivi le sinistre) et qui, pour l'heure, à l'échelle du pays, sont incalculables<sup>3</sup> dans plusieurs secteurs névralgiques : aéronautique, transport, tourisme, hôtellerie, restauration, militaire, sécurité et renseignements et autres, sans compter le temps, l'énergie et les efforts consacrés en octobre devant une autre menace bio-terroriste, la fameuse poudre blanche nommée anthrax<sup>4</sup> (bacille du charbon) et les nombreuses évacuations de bureaux et édifices. À ce jour, on ignore le montant des pertes économiques liées aux menaces de l'anthrax. À lui seul, le U.S. Postal Office réclamait du gouvernement américain la somme de 2 milliards de dollars pour compenser les frais encourus en raison de la décontamination du courrier et des mesures de sécurité accrues.

Nous ignorons encore si cette bactérie a pu être utilisée comme une arme terroriste par des groupuscules isolés, sur le territoire américain, car elle requiert de très hautes connaissances et une technique de mise en culture très avancée, qui ne peut vraisemblablement être conçue et développée actuellement que par quelques États dans le monde. Toutefois, selon les experts, une centaine de laboratoires américains seraient en mesure de fabriquer la bactérie.

Les pertes économiques (non assurables) directement liées aux attentats totaliseraient 90 milliards de dollars, un bilan non officiel, sans compter les coûts de la guerre en Afghanistan, qui sont estimés, selon certains spécialistes, entre 500 millions et 800 millions de dollars chaque mois. À titre de comparaison, les frappes aériennes menées en ex-Yougoslavie avaient coûté environ 3 milliards de dollars aux États-Unis et la guerre du Golfe,

en 1991, avait coûté aux alliés quelque 60 milliards de dollars. Selon la Commission économique de l'ONU pour l'Europe, les attentats du 11 septembre 2001 pourraient coûter, toutes pertes confondues (dommages assurés ou non assurés et pertes économiques), jusqu'à 200 milliards de dollars aux États-Unis, soit 2 % de son produit intérieur brut.

Outre les indemnités qui seraient payables par l'assurance, liées aux attentats du 11 septembre, il faut rappeler que le Congrès américain a rapidement débloqué des fonds, à la hauteur de 20 milliards de dollars, pour aider les victimes et les familles frappées par ce drame, une initiative qui fut suivie par de nombreux organismes caritatifs publics et privés dans le monde entier. Sur le long terme, en vue de relancer l'économie américaine en récession et l'aider à se relever après les attentats terroristes, la Chambre des représentants a voté, en octobre dernier, un plan de relance de 100 milliards de dollars.

Les grands réassureurs et assureurs ont rapidement révisé leurs premières estimations. En l'espace de quelques semaines, Munich Re, le premier réassureur mondial, est passé d'une évaluation de 1 milliard de dollars à une addition de plus de 2,1 milliards de dollars ; celle de Swiss Re, le second réassureur mondial, a bondi à 1,25 milliard de dollars (2,5 milliards CHF<sup>5</sup>), ce qui correspond à près des deux tiers du bénéfice annuel réalisé en 2000 et aura un impact négatif sur le bénéfice par action en 2001, celle de Berkshire Hathaway Inc./General Re est montée à 2,2 milliards de dollars, celle de AXA, le premier assureur en France et également le premier à l'échelle mondiale, serait maintenant de 550 millions de dollars<sup>6</sup> (40 % de plus que sa première estimation), celle de l'assureur germanique Allianz, dont la première estimation était de 630 millions de dollars, se rapproche du milliard de dollars, celle AIG serait de 800 millions de dollars, celle de ACE de 1,7 milliard de dollars (500 millions de dollars pour le 3<sup>e</sup> trimestre), celle de XL Capital de 1,8 milliard de dollars (650 millions de dollars après réassurance), celle de Zurich Financial Services Group à près de 900 millions de dollars, celle de St.Paul à 700 millions de dollars.

Le Lloyd's<sup>7</sup>, le premier assureur et réassureur britannique, pour l'ensemble des syndicats impliqués (environ une centaine), pourrait faire face à des pertes totalisant 1,9 milliard de dollars<sup>8</sup>, particulièrement en assurance des biens (les deux tours) et en assurance aviation. Suivant la tradition lors de sinistres majeurs, la célèbre cloche de la Lutine, au centre du grand hall des souscrip-

teurs, sonna deux fois, le 13 septembre, en hommage aux victimes. Un autre chiffre a été avancé par l'agence Standard & Poor's, le 23 octobre dernier, qui estime que la perte brute subie par le Lloyd's serait de 7,7 milliards de dollars, nette de réassurance, répartie entre les syndicats à concurrence de leur participation.

Le Lloyd's a fait appel à la réassurance, à la hauteur de 500 millions de dollars, pour l'aider à financer ses pertes ; il aussi demandé à ses membres investisseurs (*Names*), dont la responsabilité n'est plus illimitée comme autrefois, de lui verser un montant global de 1,3 milliard de dollars à titre de versement additionnel exceptionnel. L'assureur a aussi obtenu un répit de quelques mois des autorités de régulation américaines quant aux indemnités à verser en marge des attentats du 11 septembre. Le Lloyd's a dû verser, en vertu de cet accord, 60 % des sommes réclamées dans un fonds en fiducie, entre le 25 octobre et le 15 novembre, l'autre partie étant payable en mars 2002.

AIG a réévalué lui aussi à la hausse, en octobre, ses pertes brutes découlant des attentats, avant les coûts de réassurance. Le montant projeté serait de 2 milliards de dollars, alors qu'il anticipait, à la fin de septembre, une perte nette de 500 millions de dollars.

D'autres réassureurs ou assureurs sont aussi fortement engagés (variant entre 20 et 600 millions de dollars pour chacun) : American Re (506 millions de dollars), Hanover Re (360 millions de dollars), Employers Reinsurance Corp. (600 millions de dollars), Partner Re (400 millions de dollars), SCOR (200 millions de dollars), Chubb Corp. (500 millions de dollars), Hartford Financial Services (450 millions de dollars), Travelers (300 millions de dollars), CNA (350 millions de dollars), Royal&SunAlliance (200 millions de dollars), White Mountains (175 millions de dollars), Alleghany Corp. (150 millions de dollars), Citigroup (500 millions de dollars), Liberty Mutual (300 millions de dollars), F.M. Global (250 millions de dollars), et autres moins engagés (entre 10 et 100 millions de dollars), tels MetLife, Hartford Life, Prudential Insurance, New York Life, Westport Insurance Corp., Royal Indemnity, Cigna, Generali, Amlin, Wellington, CGNU, Trenwick Group, Kemper Insurance Cos., Markel Corp., London Insurance Group, Renaissance Re, Safeco, Tokio Marine, Mitsui Marine, Aon Combined Insurance Inc., etc. Une centaine d'assureurs seraient impliqués uniquement en assurance des biens. Quant à l'assurance de personnes, le nombre d'assureurs pourrait être beaucoup plus important. Il devrait prendre des mois avant que le

total des coûts humains ne soit quantifié, tant du côté des victimes se trouvant dans les tours, ou à proximité, ou celles à bord des avions-suicide.

Le groupe de bancassurance néerlandais ING a lui aussi relevé ses estimations qui étaient à l'origine, en septembre, de 46 millions, la portant à 547 millions de dollars. Tous ces chiffres sont encore des estimations partielles.

Les assureurs japonais seraient impliqués dans les sinistres pour environ 30 milliards de yens, soit 250 millions de dollars US, selon un estimé global fait par The Marine and Fire Insurance Association of Japan. Parmi les 29 assureurs japonais non-vie qui participeraient aux pertes du 11 septembre, l'assureur Tokio Marine & Fire Insurance Co. serait engagé à concurrence de 8 milliards de yen.

Plusieurs sociétés d'assurance, de réassurance ou de courtage, liées à l'assurance, ont été directement et physiquement touchées par la chute des deux tours qui leur servait de siège ou de domicile. Voici une liste publiée dans un article « The Cost of Terror », par David Pilla, paru dans *Best's Review* (octobre 2001) :

- Aon Corp.
- Marsh & McLennan
- Guy Carpenter
- Seabury & Smith
- MMC Enterprise Risk
- Frenkel & Co.
- MetLife Inc.
- Scor Group
- Kemper Insurance Cos.
- RLI Corp.
- Hartford Steam Boiler Inspection & Insurance Co.
- An Allstate agency
- AIG Aviation Brokerage Inc.
- Daynard & Van Thuren Co.
- Hal Roth Agency Inc.

- General Security Insurance Co.
- United States Fire Insurance Co.
- Empire HealthChoice Assurance
- LG Assurance Co. Ltd.

Les deux plus grands courtiers mondiaux ont perdu plus de 500 employés, soit 313 pour Marsh & McLennan (étages 93 à 100) et 200 pour AON (étages 92 à 98 et 105), sans compter quelques centaines de personnes, soit les agents, les représentants d'assureurs et les clients qui étaient en visite chez les deux courtiers en cette matinée fatidique.

Mais il n'y a eu aussi quelques bonheurs, si on peut s'exprimer ainsi. SCOR, le premier réassureur français, qui disposait de bureaux aux 23<sup>e</sup> et 24<sup>e</sup> étage de la tour Sud du World Trade Center, a appris avec soulagement que son équipe de 120 personnes avait été évacuée entièrement avant l'effondrement des tours.

Le bilan prévisible du sinistre serait supérieur à 50 milliards de dollars, et pourrait aller jusqu'à 70 milliards de dollars U.S., selon une évaluation des assureurs américains, tel que mentionné sur le site web de la société de réassurance American Re, soit le triple de l'ouragan Andrew, qui détenait le titre peu enviable du plus grand sinistre en terme de dégâts matériels et de pertes de vie. Ajustés à l'inflation, l'ouragan Andrew, en 1992, représenterait une perte actuelle de 19,7 milliards de dollars et le second sinistre, jusqu'ici, le tremblement de terre de Northridge, en Californie, en 1994, coûterait maintenant 16,3 milliards de dollars.

Dans certains milieux, on prétend que le méga sinistre du 11 septembre pourrait même dépasser le cap des 100 milliards de dollars. Certains réassureurs pensent que les sinistres seraient finalement réglés à hauteur d'un montant maximum fixé contractuellement entre les parties.

On se souviendra que le World Trade Center avait fait l'objet d'une attaque terroriste en 1993. Une bombe avait explosé dans un stationnement intérieur et provoqué des dommages assurés pour un montant de 510 millions de dollars.

Le survol rapide d'un expert dans la gestion des risques montre ainsi les obligations potentielles des assureurs<sup>9</sup> : les dommages directs, tels les dommages matériels découlant de l'effondrement (dommages immobiliers et mobiliers et dommages aux automobiles), totaliseraient 12 milliards de dollars. Les pertes

indirectes, telles les responsabilités et les pertes d'exploitation, seraient de 7 milliards de dollars. Les pertes d'exploitation contingentes, du fait du défaut des entreprises de fournir des biens ou des services à cause de la disparition de leurs fournisseurs, demeurent encore inconnues mais pourraient atteindre quelque 5 milliards de dollars. Les pertes en assurance aviation (tous risques confondus – biens et responsabilités) pourraient s'élever à 10 milliards de dollars. Les pertes découlant des responsabilités aéroportuaires pourraient atteindre un autre 10 milliards de dollars. Les pertes découlant de l'assurance des accidents du travail pourraient s'élever à 6 milliards de dollars. Les assurances vie et accident pourraient générer un montant de perte de l'ordre de 6 milliards de dollars. Les risques divers pourraient enfin donner lieu à des sinistres assurés de 3 milliards de dollars. L'addition : environ 60 milliards de dollars, sans compter les pertes économiques non assurées résultant directement de la catastrophe, et qui sont encore en cours d'évaluation.

Les dommages collatéraux, pour utiliser le jargon militaire, ne sont pas moins inquiétants : les valeurs boursières des sociétés d'assurance évoluent en dent de scie, les renouvellements de portefeuilles d'assurance sont systématiquement refusés, face aux grands risques (hautes tours, événements internationaux, risques aviation et maritime), sans être accompagnés d'augmentations majeures et de diminutions drastiques de couverture, et même les programmes déjà négociés, par exemple celui du Mondial 2002, organisé par la FIFA, sont remis en cause ; d'une façon générale, les attentats ont sonné la fin du cycle mou qui prévalait depuis plusieurs années : les hausses de tarification et le durcissement des conditions de souscription toucheront tous les secteurs et marqueront le début d'un nouveau cycle haussier qui pourrait s'installer de façon durable.

Cette situation ne sera pas sans faire naître de nouvelles formules alternatives, plusieurs existaient déjà en matière de désastres naturels (options de catastrophes) ou encore face aux grands risques, difficiles à placer sur les marchés traditionnels (captives, instruments financiers dérivés). À long terme, certains experts opinent sur la capacité légendaire de l'assurance, tel le phoenix mythique, à renaître de ses cendres, sans doute plus fort qu'auparavant et mieux structuré en regard de la survenance des grands périls.



## □ Les branches les plus touchées

Une analyse détaillée des conséquences des attentats terroristes n'est pas encore possible, à ce jour, vu la complexité du sinistre<sup>10</sup>.

D'emblée, les représentants de grands organismes, tels *National Association of Independant Insurers* et *National Association of Insurance Commissioners* n'anticipaient pas d'inquiétude, suivant la catastrophe, en regard des capacités des assureurs, fortement capitalisées, de répondre à leurs obligations contractuelles. En dépit de cette ardoise sans précédent, l'industrie américaine de l'assurance, épaulée par les réassureurs mondiaux, vers qui converge toute catastrophe, est capable de faire face aux réclamations liées aux attentats terroristes du 11 septembre 2001.

L'industrie américaine de l'assurance représente un chiffre d'affaires de 1 trilliard de dollars et ses actifs sont supérieurs à 3 trilliards de dollars. Il est utile de préciser que les vingt plus grands assureurs ou réassureurs impliqués dans la catastrophe ont une capitalisation d'environ trois cent milliards de dollars. Il est vrai de dire, toutefois, que les réassureurs mondiaux étaient déjà en eau trouble avant les attaques, les ratios sinistres/primes étant lamentables depuis au moins trois ans.

Une éventuelle perte de 50 milliards de dollars correspondrait à environ 5 % seulement des primes d'assurances émises aux États-Unis en l'an 2000. Durant les années 80 et 90, les assureurs américains ont eu à répondre non seulement aux coûts assurés de catastrophes naturelles, mais aussi à des pertes énormes dues à l'asbestose, aux dommages environnementaux assurables et aux poursuites en matière de responsabilité professionnelle et de responsabilité des produits.

Peu de branches d'assurance ont été épargnées dans la foulée des attentats américains. Voici quelques estimations non encore finales.

### *Assurance de personnes*

En assurance vie et accident, comme on peut l'imaginer, les assureurs vie (assurances individuelles, corporatives des employés clés ou collectives) devront répondre à des milliers de réclamations découlant des mortalités (4 000 pertes de vie<sup>11</sup>) et blessures subies au World Trade Center et au Pentagone, ainsi que les assureurs vie qui ont souscrit dans les programmes d'assurance de personnes des employés et des passagers des compagnies aériennes.

Les premiers rôles de l'assureur vie sont non seulement de payer le plus rapidement possible les indemnités dues aux bénéficiaires mais aussi et surtout, en cas de catastrophe, d'aider et d'assister les familles des titulaires de polices. Généralement, les montants sont payables sur présentation d'un certificat de décès. Exceptionnellement, les assureurs ont accepté, dans les circonstances, en lieu et place d'un tel certificat, un affidavit dûment signé par le bénéficiaire de la police.

De nombreux programmes d'assurance invalidité seront également mis à contribution.

Parmi les principaux réassureurs ou assureurs impliqués, mentionnons le groupe Cigna (qui participe aux programmes d'assurance collectives des employés de United Airlines et American Airlines), le groupe Aetna, la Compagnie Hartford Life Insurance, fortement impliquée dans les assurances de personnes des compagnies sises dans le World Trade Center ainsi que le Lloyd's, Munich Re, Swiss Re, American Re, Lincoln Re, Metropolitan Life, Prudential of America Group, Unum Provident Group, MassMutual Financial Group, Cigna Insurance, American General Group, Liberty Mutual, Zurich et d'autres.

L'ensemble des pertes en assurance de personnes, y compris les accidents de travail, pourraient s'élever à plus de 12 milliards de dollars. À elles seules, les réclamations découlant des accidents de travail des personnes blessées sur le site ou à proximité des sites touchés, incluant les policiers et les pompiers new-yorkais, pourraient atteindre 6 milliards de dollars. Parmi les assureurs engagés, à ce titre, mentionnons American International Group, Liberty Mutual Insurance, Travelers/Citygroup, CNA Assurance, Continental Casualty, Illinois National Insurance, Liberty Mutual Pool, Kemper Insurance, CGU Group et Hartford Insurance Group.

Du côté de l'assurance santé, qui ressort du domaine des assureurs privés aux États-Unis, les assureurs ne seraient que faiblement touchés par les attentats du 11 septembre. Leur inquiétude se manifesterait plutôt du côté de la bactérie du charbon, qui ne serait pas sans laisser des séquelles dont on ignore encore l'ampleur. En octobre seulement, quatre personnes ont perdu la vie sur un total de dix-sept personnes contaminées par la bacille, et des dizaines de milliers de personnes ont été traitées dans le cadre de mesures préventives.

### *Assurance de dommages – Biens commerciaux (les deux tours)*

Construites à partir de 1966 par l'architecte américain Minoru Yamasaki, la tour Nord fut ouverte au public en 1972 et la tour Sud un an plus tard, un ensemble immobilier imposant et majestueux offrant 920 000 mètres carrés de bureaux, de magasins et de stationnement, occupés quotidiennement par quelque 50 000 personnes et plus de 100 000 visiteurs. Selon certains experts, la chaleur aurait pu atteindre 1400 degrés centigrades. Les dommages matériels assurés seraient évalués à plus 5 milliards de dollars.

Le contrat d'assurance stipule qu'un montant de 3,5 milliards de dollars est payable par événement. Nous revenons un peu plus loin sur cette question devenue litigieuse.

### *Assurance de dommages – Enlèvement des débris*

Les coûts nécessaires pour enlever les débris des deux tours (deux milliards de livres d'acier – environ 20 fois la tour Eiffel – de verre et de béton) et des autres édifices effondrés, qui font l'objet d'un travail sans relâche, depuis le 11 septembre, 24 heures sur 24, pouvant durer une année entière, pourraient s'élever à 500 millions de dollars. Nous ignorons actuellement si ces coûts sont inclus dans les montants de l'assurance des biens ou s'ils seraient payables en addition des limites d'assurance.

### *Assurance de dommages – Biens commerciaux (édifices endommagés ou biens détruits) :*

Plus de 50 édifices à proximité des deux tours furent sévèrement endommagés et quelques-uns furent détruits, pouvant générer des dommages matériels directs entre 3 milliards et 5 milliards de dollars.

### *Assurance de dommages – Pertes d'exploitation*

On comptait environ 1 200 entreprises dans les deux tours jumelles et un nombre encore indéterminé dans les édifices avoisinant le site « *ground zero* ».

À cet égard, le manque à gagner découlant des dommages directs assurés, y compris les frais de réinstallation permanente ou temporaire dans un autre lieu, et les pertes d'exploitation dues aux mesures engagées pour prévenir d'autres dommages dans le secteur concerné de Manhattan, pourrait, au total, dépasser les dommages matériels directs, donc être supérieurs à 10 milliards de dollars.

Ce chiffre n'est encore qu'approximatif et ne prend pas en compte les pertes d'exploitation contingentes, c'est-à-dire les interruptions d'affaires de multiples compagnies en raison du défaut des fournisseurs sinistrés de fournir les biens ou services requis.

### *Assurance de dommages – Responsabilités diverses*

Plus de 10 milliards de dollars seraient pris en compte, éventuellement, au titre de l'assurance responsabilité civile générale, la responsabilité aviation et la responsabilité automobile, si des responsabilités sont mises en cause. Ce montant n'est toutefois pas officiellement confirmé. Il devra prendre plusieurs mois, voire même quelques années, avant que les responsabilités soient départagées entre les propriétaires, les locataires des tours et des immeubles avoisinants.

Hanover Re, le réassureur qui participait dans les programmes d'assurance aviation de American Airlines et de United Airlines, mentionnait que les polices émises comportaient des montants d'assurance de responsabilité à concurrence de 1,5 milliard par événement.

Il semble que les quatre attaques différentes constitueraient quatre événements distincts dans la mire des assurances de responsabilité. Les montants d'assurance en cause seraient vraisemblablement insuffisants pour couvrir les réclamations au World Trade Center, selon un porte-parole de la compagnie Hanover Re.

### *Assurance aviation (coque et responsabilité)*

On compte quatre appareils détruits successivement dans la vague terroriste du 11 septembre : un Boeing 767 d'American Airlines, comptant 92 passagers et membres d'équipage, qui a percuté la tour Nord, entre les 96<sup>e</sup> et 103<sup>e</sup> étages, vers 8h45, en route vers Los Angeles, pesant 180 tonnes et chargé de 90 000 litres de carburant ; un second Boeing 767, opéré par United Airlines, avec 65 personnes à bord, également en route vers Los Angeles, frappant à 9h03 la tour Sud entre les 73<sup>e</sup> et 77<sup>e</sup> étages ; un Boeing 757 d'American Airlines, avec 64 personnes à bord, a éventré l'une des cinq ailes du Pentagone ; enfin, un Boeing 757 de United Airlines, se dirigeant vers San Francisco, qui comptait 45 personnes à bord – certains passagers ont empêché des terroristes d'exécuter ailleurs leurs basses œuvres (la Maison Blanche ou le Capitole auraient pu être dans leur funeste champ

de mire) – s’est écrasé dans un boisé de la Pennsylvanie, en direction de la capitale américaine.

La valeur totale des appareils s’élèverait à quelque 500 millions de dollars. Les montants des assurances de responsabilité de chaque transporteur étant de 1,5 milliard de dollars, la perte potentielle estimée, sous la branche responsabilité, serait de 6 milliards de dollars. Au total, on pourrait donc, à date, envisager des pertes combinées d’assurance de 8 milliards de dollars.

Les renouvellements dans cette branche, tant pour les transporteurs commerciaux que pour les aéroports (voir la rubrique suivante) ont subi, depuis octobre dernier, des restrictions de couvertures et des augmentations majeures de tarifs, entre 20 et 100 % pour les risques commerciaux ordinaires et pouvant se situer à 500 % de la prime précédente en ce qui concerne les grands risques.

#### *Assurance aviation (aéroports)*

Les programmes d’assurance aéroportuaires, devenus plus restrictifs suite aux attentats du 11 septembre 2001, commencent à voir apparaître des nouveaux programmes primaires et d’excédents, comportant des limites rehaussées et une tarification à la hausse.

À titre d’exemples, les aéroports peuvent souscrire une assurance de responsabilité primaire de 50 millions de dollars ainsi qu’une limite identique en cas de responsabilité suite à des attaques terroristes. Cette limite primaire peut être complétée par une limite d’excédent de 100 millions de dollars. On peut également souscrire une assurance excédentaire de 850 millions de dollars en sus de 150 millions de dollars.

Les assureurs primaires engagés seraient ACE USA et American International Group. Les assurances excédentaires seraient disponibles auprès de AIG et de GE Frankona Re.

#### *Assurance ferroviaire*

Deux étages sous les deux tours du World Trade Center abritaient deux réseaux de métro et un réseau ferroviaire appartenant à la Ville de New York. Les valeurs assurables et les estimations de sinistre, à cet égard, ne sont pas encore connues.

#### *Assurance automobile*

Les automobiles détruites ou endommagées étaient situées, d’une part, dans les stationnements souterrains des deux tours

pouvant accommoder 2 000 véhicules, et d'autre part, en bordure des rues du Lower Manhattan, entre les rues West Street, Liberty Street, Vesey Street et Church Street. On estime à environ 500 millions de dollars les pertes matérielles envisagées par les assureurs automobiles impliqués.

#### □ **Constitution d'un pool assurant les actes terroristes**

Dans le cadre d'une rencontre entre le président des États-Unis, en septembre dernier, et les chefs de file de l'industrie de l'assurance, il fut proposé que le Gouvernement américain appuie et subventionne la constitution d'un pool d'assurance couvrant spécialement les conséquences d'attentats terroristes, puisque celles-ci feraient l'objet d'une nouvelle exclusion absolue. Le nouveau pool américain de réassurance en cas d'actes de terrorisme, garanti par le gouvernement, devrait être adopté incessamment par le Congrès dans le cadre d'une loi fédérale<sup>12</sup>.

Au moment des attentats, la plupart des polices d'assurance terrestres (assurances de personnes et assurances de dommages) couvraient le risque terroriste, sans limitation particulière, sauf si ces actes étaient perpétrés dans le cadre d'actes de guerre, de rébellion, d'actes d'ennemis étrangers, d'insurrection armée ou événements assimilés. La guerre est bien sûr en cours en Afghanistan, où se trouvent les coffres-forts d'Oussama ben Laden et l'essentiel de ses affidés, afin de lutter contre les réseaux terroristes et le gouvernement des talibans qui les abrite, mais les attentats du 11 septembre ne pourraient aucunement, selon nous, être qualifiés d'actes de guerre, au sens strict du terme, ni même les représailles qui s'ensuivirent, par voie de conséquence<sup>13</sup>, à l'exception sans doute des actes militaires en cours sur le sol afghan. Les agissements du 11 septembre sont plutôt des actes de barbarie et de cruauté perpétrés par des civils contre des civils, sur un sol pacifique, sans état de guerre.

Actuellement, plusieurs pays ont des pools de cette nature, dont le Royaume-Uni (constitué en 1993 pour faire face aux réclamations en série découlant des campagnes de l'Armée républicaine irlandaise), l'Espagne (reconnu formellement dans le cadre d'une loi espagnole en 1954) et l'Afrique du Sud (constitué en 1979 en vue de riposter aux attentats raciaux du Soweto, près de Johannesburg). Chacun des dits regroupements provient de sources internes dans l'industrie, mais il est garanti par chacun des pays susdits. Le fonds d'assurance britannique est enclenché lorsque les

réclamations, pour un même événement terroriste, sont supérieures à 100 000 000 livres (230 000 000 dollars canadiens).

Déjà, au début d'octobre, les assureurs américains étaient en mesure d'offrir des propositions concrètes pour adhérer aux garanties d'attentats terroristes qui seraient offertes dans le pool, y compris, s'il y a lieu, la couverture des risques de guerre. Car, depuis le 11 septembre, les attentats terroristes ne sont plus assurables à l'occasion des renouvellements. Le pool américain serait réassuré directement par le gouvernement, moyennant un prime de réassurance, à l'instar du pool britannique.

Au Canada, un groupe de travail a été constitué sous l'égide du Bureau d'assurance du Canada pour enquêter auprès des assureurs membres sur l'assurabilité actuelle du risque d'attentat terroriste. Différentes interprétations semblent actuellement semer le doute, notamment entre les polices dites résidentielles, qui excluraient les risques d'attentat terroriste, et les polices dites commerciales, qui les couvriraient. L'interprétation de certains assureurs, néanmoins, est à l'effet que l'expression « actes d'ennemis étrangers », dans l'exclusion des actes de guerre, permettrait aux assureurs de récuser toute garantie. Nous ne sommes pas de cet avis<sup>14</sup> et nous attendons avec intérêt le consensus du groupe de travail, attendu en décembre.

Quoiqu'il en soit, face aux événements du 11 septembre, les principaux organismes de représentation et un nombre important d'assureurs<sup>15</sup> ont reconnu le constat suivant : l'application des contrats d'assurance de personnes (assurance vie, assurance salaire, assurance des accidents du travail, assurance accident) et des contrats d'assurance de dommages (dommages aux biens, pertes d'exploitation ou frais supplémentaires pour aménager dans d'autres locaux, frais de déblaiement et dommages matériels ou personnels aux tiers).

De plus, les contrats d'assurance aviation (coques et responsabilités) et ceux visant la responsabilité aéroportuaire pourraient être mises à contribution, notamment si, sur le plan de la sécurité, des fautes ou des négligences sont établies.

#### **Nouvelles conditions et perspectives de marché**

Un problème risque aussi de surgir, en provenance des banques. Elles pourraient à l'avenir refuser de faire de prêts aux entreprises non assurées pour le terrorisme. L'absence de

couverture aurait un effet négatif sur l'économie si les entreprises immobilières ou aériennes réduisent ou ferment leurs activités.

Dans la vague énorme creusée par cet événement dans les marchés d'assurance et de réassurance, de nouveaux joueurs ont annoncé des nouvelles capacités : AXIS Specialty, une nouvelle société créée par Marsh & McLennan avec un capital initial de 1 milliard de dollars en vue de répondre aux grands risques, aux risques terroristes et aux risques de guerre, ainsi que DaVinci Re, constituée par le groupe bermudien Renaissance Re avec une capitalisation initiale de 500 millions de dollars US, en plus d'autres participations. Aon, pour sa part, propose un contrat d'assurance spécialisé face aux risques terroristes à concurrence de 170 millions de dollars par événement. Enfin, le groupe londonien Willis Group Holdings est aussi en mesure d'offrir des capacités d'assurance couvrant les risques terroristes à concurrence de 200 millions de dollars.

Du côté des intermédiaires, les représentants des courtiers américains tablent actuellement sur une augmentation substantielle de leurs tarifs en raison de la charge accrue de leur mandat, dans la perspective d'une durcissement des marchés d'assurance, ce que contestent d'ores et déjà les gestionnaires de risques. À une époque où les marchés d'assurance étaient mous et les renouvellements rapides, les courtiers n'avaient pas diminué leur commission. Pourquoi la hausseraient-ils maintenant ?

Déjà, certaines associations de gestionnaires de risques d'entreprises<sup>16</sup> réagissent aux positions prises par les sociétés d'assurance. Une telle perspective de restrictions tarifaires, alliée à des conditions restrictives et des hausses de frais de courtage, ne serait pas sans favoriser des remises en cause de programmes traditionnels d'assurance, voire une demande accrue du côté des marchés alternatifs et une recrudescence de programmes auto-assurés.

Les grands risques catastrophiques font actuellement et feront davantage l'objet d'une gestion dynamique des risques où s'imbriquent les couvertures financières et traditionnelles et les concepts de financement avancés<sup>17</sup> : cat bonds, options de catastrophes, contrats à terme boursiers (ou futures), titrisation du risque de catastrophe, pools spécialisés (*Hurricane Catastrophe Florida Insurance Pool*), marchés captifs, programmes d'auto-assurance et hautes franchises.



L'organisme National Association of Insurance Commissioners (NAIC) signalait, dans un mémoire présenté à un comité sénatorial<sup>18</sup>, le 24 octobre 2001, un certain nombre de principes directeurs dans le cadre d'une Loi garantissant la création d'un pool d'assurance des actes terroristes<sup>19</sup>, notamment une mesure extrêmement importante, dont le Congrès pourrait tenir compte dans la législation projetée, qui aurait un impact sensible sur le pool d'assurance des attentats terroristes et les programmes d'assurance traditionnels, c'est-à-dire l'implantation de mesures de gestion de risques appropriées en vue de prévenir toute nouvelle attaque et/ou d'en diminuer l'ampleur :

*The NAIC recommends that Congress build-in strong incentives for insurers or companies receiving federal assistance to implement and maintain effective risk management measures to prevent acts of terrorism from occurring.*

#### La notion d'événement en litige

La notion d'événement, en assurance de dommages, est, sur le plan juridique, fragile, ambiguë, maintes fois interprétée par la jurisprudence, tant au Canada qu'aux États-Unis ou en Europe. En assurance de biens, l'événement est le risque assuré qui, selon la loi, ne dépend pas de la volonté des parties et ne va pas à l'encontre de l'ordre public. En assurance de responsabilité, le contrat d'assurance lui-même précise la notion d'événement, qui enclenche l'application de la police. L'événement résulte d'un acte dommageable qui ne doit être ni prévu ni voulu par l'assuré.

Une question problématique se pose : une exposition répétée à des risques ni prévus ni voulus par l'assuré, soit en assurance de biens, soit en assurance de responsabilité, constitue-t-elle autant d'événements qu'il y a de répétitions, aux fins de l'application du montant de l'assurance ou encore du montant de la franchise ? Un exemple de dommages en série nous est fourni par la jurisprudence américaine dans l'affaire Pincoffs<sup>20</sup>, dans le cadre de la vente de produits défectueux. Le tribunal a conclu qu'il existait autant d'événements que de dommages résultant de chaque produit.

Suite aux moultes interprétations judiciaires, un vent de nouveauté a entraîné dans son sillage une nouvelle définition du mot « événement » : *occurrence is an accident, including continuous or repeated exposure to substantially the same general conditions (or to conditions, which results in bodily injury or property damage).*

La destruction totale, à quelques minutes d'intervalle, des deux gratte-ciel du World Trade Center et, simultanément, d'autres tours ou édifices, était unimaginable, voire inconcevable, avant cette matinée fatidique de septembre. La question qui semble se poser actuellement devrait constituer une véritable guérilla judiciaire d'assurance : les deux tours qui se sont effondrées représentent-elles deux événements distincts, donnant lieu à l'application des deux montants d'assurance de 3,5 milliards de dollars couvrant chaque tour, soit un montant total de 7 milliards de dollars, ou, comme semble le prétendre un premier réassureur qui s'est pointé devant un tribunal de district de New York, la compagnie suisse de réassurance Swiss Re, qui est coassureur à concurrence d'une participation de 22 % du risque assuré, estimant que les dommages au World Trade Center constitue une seule perte d'assurance et non des pertes multiples et non connectées, comme le prétend le promoteur assuré.

Swiss Re signalait devant la cour, dans le cadre d'une plainte portée le 22 octobre, que le contrat d'assurance couvre à concurrence de 3,5 milliards de dollars par événement (*occurrence*) et chaque « événement » est ainsi défini dans la police : toute perte ou dommage attribuable directement ou indirectement à une cause ou à une série de causes similaires.

Actuellement, le promoteur assuré du complexe immobilier, Larry Silverstein, qui avait décroché, en juillet, le contrat de location emphytéotique des deux tours jumelles pour 99 ans, doit faire face à deux problèmes aigus :

- la reconstruction, obligatoire aux termes du bail : à cet égard, il suggère de rebâtir, non à l'identique, quatre tours de 50 étages, là où se dressaient les deux tours de 110 étages chacune ;

- outre les coûts de reconstruction, il doit aussi faire face au manque à gagner colossal pour tous les loyers qu'il n'enregistre plus depuis le 11 septembre, qui doivent servir à rembourser les intérêts sur les emprunts qu'il avait contractés pour décrocher le bail de 99 ans.

Swiss Re alléguait, dans sa plainte, que la valeur des deux tours avait été estimée à 3,94 milliards de dollars et le manque à gagner pour le versement de loyer pendant trois ans à 1 105 milliards de dollars et que l'assurance souscrite est insuffisante pour couvrir et la reconstruction du World Trade Center et les années d'interruption de loyers que le promoteur va subir.

Voici un extrait du communiqué de presse du grand réassureur suisse :

*As an effort to speed the claims payment process in New York, said Jacques Dubois, member of the Executive Board, Swiss Re has asked the U.S. Federal Court for the Southern District of New York in Manhattan to confirm that the September 11 collapse of the World Trade Center is one insured loss. The request also seeks direction from the court with respect to the question of to whom the insurance payments should be made. In seeking a declaratory judgment, Swiss Re asks for greater clarification in order to continue the process of assisting clients impacted by the tragedy and to insure that payments are promptly made to appropriate parties.*

Il sera intéressant de suivre ce débat qui permettrait au groupe Silverstein de reconstruire le complexe avec une cagnotte assurée de 7 milliards de dollars, si l'interprétation de l'assuré prévaut ou, au contraire, qui aurait un effet néfaste sur la reconstruction telle que projetée.

## ■ CONCLUSION

Forts des faits et risques issus des attentats terroristes du 11 septembre 2001, nous sommes dorénavant conscients qu'une telle catastrophe, jusque-là inimaginable, est devenue une réalité incontournable, et qui risque de se produire à nouveau, à une échelle moindre ou, à l'inverse, dans des proportions encore plus dramatiques partout sur la planète. L'après-11 septembre rappelle qu'il faudra revoir, à court terme, non seulement les conditions d'assurance, mais aussi les principes de souscription des grands risques (*jumbo risks*) notamment en matière de risques criminels, politiques ou terroristes, tout autant que les façons de gérer les risques des grands complexes immobiliers ou industriels. Des réponses nouvelles devront être également apportées aux actes de terrorisme à l'encontre d'édifices et de biens publics ou privés, en faisant les distinctions appropriées entre ces derniers et les actes de guerre

À moyen ou à plus long terme, c'est toute la structure tarifaire des grands édifices ou complexes urbains qui devra être examinée, non seulement sur le plan du risque individuel, mais des risques cumulatifs, en interaction avec les bâtiments avoisinants et

l'ensemble des risques maximums possibles ou probables. À moyen et à long termes, la gestion des risques, notamment l'implantation de mesures de sécurité pour parer aux éventuels risques criminels et terroristes, devra être une clé obligatoire permettant d'ouvrir et de maintenir en vigueur les grands programmes d'assurance commerciale et aéronautique.

Sur un autre plan, les sinistres catastrophiques mettent aussi en lumière l'importance de préparer à l'avance un centre de gestion de crise, tant sur le plan des communications entre les assureurs et les représentants des victimes physiques ou des entreprises (qui doivent reconstituer leur patrimoine) que le déploiement, dans les plus brefs délais, des premiers secours afin de limiter les dégâts, de sécuriser les accès aux sites sinistrés et de commencer le plus rapidement possible les opérations de sauvetage des personnes et des biens. Les assureurs, eux qui ont tout à payer, ont un rôle mineur, souvent dérisoire, à jouer après une telle catastrophe. Ils doivent préparer au plus tôt de volumineux dossiers. Les experts en sinistre mandatés par leurs assureurs doivent faire face à des défis énormes, vu la disparition totale des tours. Les preuves des valeurs assurables sont extrêmement difficiles. Les fraudes sont latentes, et les lieux sont hostiles, voire contaminés. Quel assureur voudrait rechercher les preuves de la disparition d'un Rodin ou d'un Monet appartenant à un musée du World Trade Center, ou encore tenter de reconstituer les données informatiques non sauvegardées d'un cabinet comptable complètement rayé de la carte ?

Il convient aussi non seulement de protéger ce qui est intact mais encore d'éviter les corrosions et les contaminations subséquentes et de favoriser les mesures anti-pollution rapidement et dans le souci de respecter la santé des travailleurs sur les sites contaminés.

Les conclusions de cette tragédie, tant économiques, financières ou assurantielles, sont loin d'être prêtes, mais nous ne doutons pas qu'elles seront riches d'enseignements, tant du côté de l'industrie que du gestionnaire de risques ou de l'assurable. Nous y reviendrons.

## Notes

1. Paradoxalement, le développement phénoménal de l'assurance remonte à un autre méga sinistre, alors non assuré : le grand feu de Londres, en 1666.

2. Rémi Moreau, « Le jour de l'infamie », *Assurances*, 69<sup>e</sup> année, numéro 3, octobre 2001, p. 335.

3. Le tragique événement a précipité le pays, déjà en phase de ralentissement économique depuis juin, en récession. Le Département du Travail a estimé à 415 000 la perte nette d'emplois aux États-Unis en octobre et à 1,6 million la perte totale d'emplois depuis le début de l'année. Par voie de conséquence, le Canada a lui aussi subi les contrecoups des attentats américains. Officiellement il serait en période de ralentissement économique et frôlerait lui aussi la récession, la croissance de l'économie canadienne étant nulle pour le second trimestre de 2001 et n'atteindrait que 1,5 % pour l'ensemble de l'année 2001. Il est encore difficile de mesurer les retombées économiques du choc du 11 septembre, car l'impact économique de ces attentats devrait se faire sentir au quatrième trimestre de 2001. Sur un plan mondial, l'Organisation internationale du travail a estimé, à la fin d'octobre, que l'impact économique des attaques terroristes pourrait se chiffrer par la perte de 24 millions d'emplois ou d'opportunités de nouveaux emplois.

4. L'anthrax est une maladie transmise par une bactérie, « *Bacillus anthracis* », qui atteint souvent les animaux, rarement les humains, n'est pas contagieuse, donc ne peut provoquer d'épidémie, mais seulement la peur, voire la frayeur et la psychose collective. On distingue l'anthrax cutané, un petit ulcère non douloureux qui guérit facilement avec un traitement, de l'anthrax dans sa forme respiratoire qui provoque une toux sèche, des douleurs musculaires et parfois une forte fièvre qui, non traitée, peut conduire à la mort.

5. L'exposition nette de Swiss Re sur la police des tours jumelles avoisine les 750 millions CHF.

6. Cette estimation se base sur une revue détaillée de l'exposition du Groupe et inclut les activités Vie, Dommages, Aviation et Réassurance, souscrites aux États-Unis. Strictement sur le plan des activités de réassurance, la perte nette est estimée à 400 millions de dollars avant impôts (l'exposition brute en réassurance est estimée à 1 milliard de dollars).

7. Impliqué dans la perte des deux tours jumelles et de deux avions kamikazes, ceux de United Airlines et de American Airlines.

8. Tel qu'annoncé dans un bulletin en date du 26 septembre 2001, soit 12% environ de sa capacité pour l'année 2001 et susceptible d'entraîner la déconfiture de certains syndicats particulièrement fragiles.

9. Christopher E. Mendel, « Impact of attacks felt across all lines », *Business Insurance*, October 15, 2001, p. 10.

10. Néanmoins, une étude intéressante a été préparée par le réassureur Munich Re, intitulée « 11<sup>th</sup> September 2001 – The attack on the World Trade Center in New York from an insurance point of view », reproduite sur son site internet <[www.munichre.com](http://www.munichre.com)>.

11. Le nombre présumé de morts et de disparu s'élevait à plus de 6 000 à la fin de septembre. Ce nombre a été revu à la baisse à la fin de novembre, date de tombée de cet article.

12. Au moment où ces lignes sont écrites, la loi n'était pas encore votée. Le président américain a toutefois approuvé, le 12 octobre, un plan triennal, obligeant les assureurs à indemniser à concurrence de 20 % des premiers 20 milliards de dollars à titre de dommages découlant d'attaques terroristes en une année, tandis que le gouvernement assumerait l'excédent. Au delà de la somme de 20 milliards de dollars, la part de l'industrie serait ramenée à 10 %. En outre, une loi antiterroriste a également été signée par le président américain à la fin d'octobre, destinée à renforcer l'arsenal des autorités judiciaires dans leur lutte contre les réseaux de la terreur. Une loi similaire a été déposée devant le parlement canadien à la Chambre des communes, le 12 octobre 2001 (Loi C-36, adoptée le 28 novembre 2001). Elle prévoit, entre autres mesures, le gel des avoirs terroristes, des peines d'emprisonnement plus lourdes, des détentions préventives et un recours facilité à l'écoute électronique.

13. Il y a bien sûr une lutte, une guerre au terrorisme, une nébuleuse qui semble hors de portée des missiles, mais qui n'a rien à voir avec les concepts traditionnels d'une guerre.

14. Rémi Moreau, « Le jour de l'infamie », *Assurances*, 69<sup>e</sup> année, numéro 3, octobre 2001, p. 335.

15. Parmi les assureurs impliqués, qui ont immédiatement annoncé que l'exclusion des actes de guerre ne s'appliquait pas dans les circonstances, mentionnons : ACE, AIG, Chubb, Hartford, St. Paul et Zurich. La plupart des assureurs et des réassureurs, dont Munich, Swiss Re et Lloyd's, suivraient cette ligne de conduite.

16. L'AMRAE, qui représente les risk managers français, songerait à créer une entité mutuelle de financement des risques propres aux entreprises, laquelle pourrait être mise en place avec l'aide des autres associations européennes. Une telle entité pourrait-elle faire mieux que les assureurs sur un marché techniquement déficitaire, sans éviter les débats sur les coûts réels du risque ?

17. La revue *Assurances* a traité de ces sujets à plusieurs reprises. Voir Mathieu Sirois, « Gérer les risques de catastrophe : avantages et inconvénients des outils traditionnels et modernes », *Assurances*, octobre 2000, p. 367 ; James P. Greenhill, « Advanced Risk Finance », *Assurances*, octobre 2000, p. 401 ; Laurence Bastien, « La gestion des risques de catastrophes : problématique du risque de base », *Assurances*, octobre 2001, p. 359.

18. Committee on Banking, Housing and Urban Affairs United States Senate.

19. *Guiding Principles for Federal Legislation Related to Property and Casualty Insurance Coverage for Losses caused by Terrorism*.

20. *Maurice Pincoffs Co. c. St. Paul & Marine Insurance Co.*, 315 F. Supp. 964 (SD Texas 1970), reversed, 447 F 2d 204 (5<sup>th</sup> Cir 1971).

## AVIATION INSURANCE AND RISK MANAGEMENT

by Philippe Fortin and Louis Haeck

### ABSTRACT

This article is a collaborative effort from an academic perspective and a pragmatic approach on the risks related to the aviation industry in 2001. In the first part, we summarize the status of the aviation insurance law with its legal formation. It is a good introduction to the second part where we discuss the new realities in the aviation insurance market since the tragedy in the United States. We do encourage the reader to consult the IATA web site at [www.iata.org](http://www.iata.org) to see more documentation on these terrorist attacks and how IATA contributes to raising the strength of aviation security worldwide.

### RÉSUMÉ

*Cet article est le fruit d'une collaboration étroite entre deux auteurs, l'une sous une perspective académique, l'autre pragmatique, en ce qui concerne l'industrie de l'aviation en 2001. Dans la première partie, l'article met en relief les aspects juridiques du droit aérien. Dans la seconde, l'article présente les nouvelles réalités du marché de l'assurance aviation depuis la tragédie survenue aux États-Unis. Les auteurs encouragent le lecteur à visiter le site web de IATA à l'adresse [www.iata.org](http://www.iata.org) pour obtenir de plus amples renseignements sur ces attaques terroristes et pour savoir comment IATA peut contribuer à rehausser mondialement la sécurité aérienne.*

---

### The authors:

Philippe Fortin is Professor, Faculty of Law, Université du Québec à Montréal.  
Louis Haeck is Assistant Director, Risk Management, IATA.

The first part of the article was written by Philippe Fortin and the second one by Louis Haeck.

## ■ PART I : AVIATION INSURANCE LAW

### □ Introduction

Aviation insurance has developed greatly since its beginnings some ninety years ago. Today, its size is quite remarkable. In the absence of a codifying statute such as England's *Marine Insurance Act of 1906*, aviation insurance sometimes refers to England's *Insurance Companies Act of 1982* (and the *Lloyd's Act of 1982*) as well as the common law principles of insurance (as applied to the aviation business).

Unlike the case of marine insurance, there is no formal definition of «aviation insurance»<sup>1</sup>. Although it resembles marine insurance in which it has its origins, aviation insurance is a specialized form of insurance written in a specialized market<sup>2</sup>. In broad terms, it covers (i) loss of or damage to an aircraft; (ii) liability to passengers; and (iii) third party liability<sup>3</sup>.

In the international law, there are no compulsory aviation insurance requirements. No international treaty governs the liability of an air carrier for injury or damage (caused to cargo, baggage or passengers) occurring on board the aircraft. However an air transport license is usually issued only if proof of adequate insurance exists. The *Rome Conventions* of 1933 and 1952 relate to damage caused by aircraft to third parties on the surface<sup>4</sup>.

### □ Aviation Insurance Market

Many insurers worldwide offer cover against aviation risks. The most important insurance markets are located in London (England) and in the United States. However other important marketplaces exist in Scandinavia, Japan, Italy, France and Germany.

#### *The London aviation market*

The aviation market is truly international. However the London market remains the support of aviation insurance (and reinsurance). Thus this article often refers to the law and practice of aviation insurance in the London market.

The London aviation market is divided into (i) the Lloyd's underwriters (the «Lloyd's market»); and (ii) the insurance companies (the «company market»). However there is considerable co-operation between these two sectors of the market<sup>5</sup>.



Many other bodies play an active role in the aviation insurance market. For instance, there is the Lloyd's Aviation Underwriters Association (LAUA)<sup>6</sup>, the Aviation Insurance Offices Association (AIOU)<sup>7</sup>, the Joint Technical and Clauses Committee (JTCC)<sup>8</sup>, the Lloyd's Aviation Claims Centre (LACC)<sup>9</sup> and the International Union of Aviation Insurers (IUAI)<sup>10</sup>.

### *The U.S. aviation market*

The aviation market in the United States consists of numerous «markets» located in various states. Themselves these markets consist of numerous insurance companies<sup>11</sup> and insurance pools<sup>12</sup>. In addition the London market provides an important facility for the insurance of U.S. risks. The various states regulate the activities of underwriters at Lloyd's that do business in the U.S.<sup>13</sup> Other organizations serve the U.S. aviation market. The Aviation Insurance Association (AIA) and the Organization of Flying Adjusters (OFA) both provide a forum for aviation insurance interests to exchange views on various aspects of aviation insurance.

### **The various types of insurance**

There are many types of aviation insurance policies. The most important forms are : (i) hull insurance; (ii) passenger liability insurance; (iii) cargo insurance; (iv) product liability insurance; (v) airports operations liability insurance; (vi) loss of licence insurance; (vii) personal accident and life insurance; and (viii) war and hijacking insurance.

### *Hull insurance*

Under this form of cover, the insurers undertake to pay for accidental loss of or damage to the aircraft. Coverage also includes disappearance of the aircraft after the commencement of the flight<sup>14</sup>.

If the aircraft is damaged, the insurers have three options : (i) arrange for the damage to be repaired and bear the cost; (ii) make a cash payment to the insured; or (iii) pay for repairs of the damage to the aircraft. Hull policies are written on an «agreed value» or «insured value» basis. In the case of an «agreed value» policy (or «valued» policy), the parties agree to effect the policy on the basis of the value of the aircraft for the purposes of the insurance. Here the insured must pay to the insured the value agreed upon in the event of a total loss or a constructive total loss (ie if it is so dam-

aged that it is beyond economical repair), the insurers have the option to replace the aircraft or pay the insured an amount (in such a case, the insurers can take the aircraft).

Sometimes the insured may effect cover in respect of spare parts, engines or other equipment destined to be installed on the aircraft. At other times, aircraft hull will be insured on a total loss only (TLO) basis. On the other hand, a number of hull policies covering loss of or damage to the aircraft exclude defect or failure, breakdown, deterioration or wear and tear in any unit of the aircraft<sup>15</sup>.

Also there exists a form of hull cover known as «loss of use» (or consequential loss) insurance. Here the insurers agree to pay to the insured an amount representing the loss arising from the insured being denied the use of the aircraft as a result of accidental damage.

Finally the «breach of warranty» insurance exists when a bank (or other financial institution) has advanced a loan to an aircraft operator to finance the purchase of the aircraft<sup>16</sup>. The «breach of warranty cover» will be effected in the favor of the lender up to the amount of the loan. Here the bank (or other lien holder) will not be prejudiced if the aircraft is damaged in consequence of a breach by the insured of a warranty in the policy (which would entitle the insurers to repudiate payment to the insured).

### *Passenger liability insurance*

The insurers undertake to indemnify the insured for all sums which he legally has to pay as damages in respect to bodily injuries to (or the death of) the passengers<sup>17</sup>.

The policy can also cover loss of or damage to baggage and personal articles of passengers arising out of an accident to the insured aircraft. Usually it is understood that a passenger is a person who rides or travels in an aircraft. He does not perform any duties associated with the operation of the aircraft.

### *Third party liability insurance*

This form of insurance protects the insured against liability to third parties (other than passengers) who suffer damage or injury as a result of the operation of the aircraft. A proper case will establish a casual link between the noise of the aircraft in flight and the loss or damage to persons or property on the surface. Note however that policies usually exclude claims occasioned by noise, vibration or

sonic boom. Exclusions also relate to claims arising from injury (or death) sustained by employees or partners of the aircraft while acting in the course of their duties including the crew engaged in the operation of the aircraft. Also excluded are claims caused by pollution, electrical or electromagnetic interference and interference with the use of property (unless caused in the case of an emergency situation).

### *Cargo insurance*

Two different types of cargo insurance exist : (i) cargo legal liability insurance; and (ii) cargo all risks insurance<sup>18</sup>.

Cargo legal liability insurance aims to protect an air carrier against legal liability for loss of or damage to goods while in the care, custody and control of the carrier. Such cover may be effected by means of separate policy. It may also be done by means of an endorsement to an existing liability policy. Cargo all risks insurance is usually effected by a consignor or consignee of goods. It protects him against loss or damage to goods during their shipment by air. «Cargo/goods in transit» policy against loss of or damage while the goods are being transported from one place to another.

The Institute of London Underwriters introduced a series of clauses to be used in connection with the insurance of air cargo. These clauses are to be attached to a «marine» policy<sup>19</sup>. The «Institute air cargo clauses» consist of (i) the Institute Cargo Clauses (Air); (ii) the Institute War Clauses (Air Cargo); and (iii) the Institute Strikes Clauses (Air Cargo).

### *Products liability insurance*

Products liability concerns the legal liability of aircraft product manufacturers to the third party in case of injury, loss or damage caused by a defective design or manufacture of aircraft products. However it is a difficult type of aviation business to insure. The difficulty lies in attempting to establish a rate of premium<sup>20</sup>.

### *Airport operations liability insurance*

This type of insurance covers the liability of entities which operate and provide facilities at airports. It includes : maintenance, repair and service facilities, air traffic control services, aircraft refuellers, hangarkeepers, airport owners and operators. Usually the liabilities of airport operators are divided into three categories : (i)

airport premises liability; (ii) products-type liability; and (iii) hangarkeepers liability<sup>21</sup>.

Airport premises liability covers the liability of an owner (or lessee) if premises at an airport for loss, damage or injury occurring on the premises. «Product-type» liability insurance covers the liability of airport owners and operators as well as other entities which provide maintenance, service, repair and refueling facilities and which supply aircraft parts at an airport. Hangarkeepers liability is the liability imposed in respect of aircraft (or related property) which are damaged or lost while such aircraft or equipment are on the ground and in the care of the insured, or while being serviced or maintained by the insured.

In the London market, standard forms are also available to cover the liability of flying clubs and flying schools as well as the organizers of air meets.

#### *Loss of license insurance*

This is a form of combined personal accident and sickness insurance. It is designed to compensate an air crew member (or pilot) for the loss of his license resulting from an illness or bodily injury. The policy sets out a table of benefits which provides for the payment of one benefit to the insured<sup>22</sup>.

#### *Personal accident and life insurance<sup>23</sup>*

This policy is designed to provide cover against the risks of the insured sustaining injury or death as a result of an aviation accident. It usually seeks to exclude liability for injury or death caused by the risks of aviation. It permits the insured to fly on an aircraft operated by an air carrier. Many formulations have been used to achieve this. Cover can be taken out in respect of a specific flight or for a specific period. Another way in which personal accident cover can be taken out is by coupon insurance. This form of cover does not require the insured to complete a lengthily proposal form. Instead the insured only has to furnish certain personal details and to warrant that he is in good health. Another form of insurance that exists is the group personal accident insurance (passengers). This type of cover is used when employees are required by their employers to undertake frequent trips by air in the course of their employment. In that case a group personal accident policy may be arranged on a personal basis. In addition to the various forms of cover already examined, it is possible for an airline to arrange an «admitted liability» and «automatic personal accident» cover in

respect of its passengers. Here industrial, commercial and business concerns may effect admitted liability insurance to cover executives, business acquaintances, relatives or friends injured (or killed) as passengers on board of an aircraft owned by the business. Similarly it is possible for an airline to arrange automatic personal accident cover in respect of its passengers. Finally if a person flies on a commercial aircraft as a professional pilot or cabin crew member, it is possible for him to be covered under a «crew personal accident insurance» policy.

#### *War and hijacking insurance*

In the London market, there exists a clause (known as AVN 48B) which is inserted in every aviation hull and liability policy. However it provides that the policy does not cover numerous sorts of claims (like hostile detonation of nuclear weapons, acts of sabotage, confiscation, nationalization, strikes or labor disturbances, etc.). Still in the London war market, it is possible to obtain a combined «war, hijacking and political risks» policy. This policy covers claims usually excluded from the insured's hull all risks policy.

#### **Other types of insurance**

##### *Hovercraft insurance*<sup>24</sup>

An hovercraft possesses the characteristics of a land vehicle, a ship and an aircraft. Under England's *Insurance Companies Act of 1982*, an hovercraft falls within the definition of «vessel». Thus hovercraft liability insurance falls within the definition of «vessel». Thus hovercraft insurance is a relatively new form of insurance. Thus the London market uses standard policy forms for hull and liability risks. The terminology of hovercraft policies resembles those in aircraft policies (more than marine policies). Passenger liability cover in relation to hovercraft is usually placed in the aviation market.

##### *Spacecraft insurance*<sup>25</sup>

Because spacecraft insurance involves the insurance of a vehicle which passes through the airspace, it is modeled on aircraft insurance. However insurance cover is tailored to the requirements of the insured. The risks associated with spacecraft operations are divided into : (i) the risk of damage to the spacecraft and equipment; and (ii) the risk of liability to third parties and occupants.

## ■ PART II : AVIATION RISK MANAGEMENT

### □ Introduction

The 11 of September 2001 is the worst catastrophic day of the civil aviation. A dark day, where terrorists used commercial airline Members in good standing of IATA to destroy thousands of innocent lives in New York, Washington and Pennsylvania.

The impact on aviation risk management is very severe and the aviation insurance market reacted quickly and harshly. We are not aware that any Chief Risk Officer did anticipate such air attacks. Obviously all the insurers were not even thinking of the possibility of such attacks.

In this short section we will concentrate on the aviation insurance market but, as you are well aware, most lines of insurance were severely affected. In fact, the total invoices for the consolidation of insurance claims will be in the dozens of billions of dollars. Already the airlines are suffering from the reduction in the numbers of passengers and several carriers are in serious financial difficulties and some were forced to declare bankruptcy. Of course, IATA is trying to transfer, mitigate and reduce some aviation risks with the cooperation of many States and more so with ICAO (International Civil Aviation Organisation).

The impact was clear: in our normal scenario of analyzing the aviation risks, such type of air attacks were not on the list. The solution is to improve the security of all air operations (airports, in flight, etc.) in coordination with the intelligence of the proper authorities like Interpol, etc...

The increased costs now to operate a commercial airline company is extremely high, due to aviation insurance premiums being raised and to added costs to improve the security of all operations on a worldwide basis. Proper surveillance and screening are the key factors to reduce the threat to the civil aviation. Collaborative work is essential among all suppliers and service providers to our aviation industry in order to avoid or at least reduce some risks in the future, with a global approach, to better protect our passengers<sup>26</sup>.

We want to stress the excellent work of ICAO and IATA specialists in coordinating measures to achieve a better effective worldwide security system with the help of the States and carriers. Of course, we must mention also the Airport Council International,

Airbus, Boeing, the International Federation of Airlines Pilots Association and other suppliers for their respective expertise.

#### □ **The aviation insurance market**

The market is extremely hard. The hull risk coverage as mentioned in part is still available but at exorbitant cost. The main problem for the airlines and service providers is to find proper war risk for third party coverages at a reasonable cost. Most States did provide short term guarantees for airlines in excess of the USD50 million third party war risk, to cover the difference between the capacity of insurance available on the aviation market and the legal requirements of several States.

However, the airlines need not only a short term solution but a long term alternative. IATA did submit an industry paper to ICAO to convene a special working group to study the insurance problem.

The pressure from the aviation insurers for higher premiums of course does not help the financial statues of airlines with declining revenues. Already several reinsurers did give a notice of major increases before any renewal and some are just getting out of the aviation market. Of course, a revised AVN52 clause with all its restrictions is not popular with aviation risk managers.

A further consequence of the disaster is that the large differences in terms available from vertical placings have been substantially reduced with co-insurers not being prepared to accept terms that are substantially lower than the leader's or warranty company terms. This is causing further increases in the composite premium paid by airlines<sup>27</sup>.

As you know, some proposals put forward were based on the establishment of a government backed pool like in England. We do believe that the States should help their aviation industries with government assistance, to permit the carriers and suppliers to find a reasonable insurance and re-insurance aviation market. You could read the report "Why do we need Federal Re-insurance for Terrorism?" at <http://www.towers.com/towers/servicesproducts/tillinghast/reinforterror.pdf><sup>28</sup>.

Several international aviation brokers did work together and with their respective clients to find viable solutions because of the unwillingness of insurers to broaden cover or even extend the coverages, the reduction of capacity and the refusal to offer new multi-year placements or even to extend existing multi-year placements.

Clearly all bad news for the airlines looking to renew in a hard market. Now we are facing an extremely complex aviation insurance market with a lot of changes in their respective programs with less coverages for higher premiums<sup>29</sup>.

The Chief Risk Officer continues to track, control, identify, analyze and plan his risk management strategy according to his limited resources, including his budget. The bad surprise on the 24 September 2001 was to read the formal withdrawal by aviation insurers of third party war risk insurance coverages. It is a big challenge to be managed in order to protect the passengers and stakeholders of all airlines.

We do believe that the ICAO and IATA expertise will help the airline business including that of its suppliers (manufacturers, lessors, financiers, etc.) to find a viable solution to deal with new risk liability limits in the future with respect to third party damages resulting from acts of terrorism. Security environment today is everywhere so it is our collective duty to manage those new risks together. That is why each organization/corporation should have competent professionals in their internal risk management services to advise their management of all risks in their respective "flight plans".

## □ Notes

1. In other words, aviation insurance is some kind of a specialized form of «non-marine insurance».

2. Aviation insurers have always made sure that aviation policies would not be interpreted as marine insurance. They absolutely did not want to be bound by the huge body of case law that exists in marine insurance.

3. R.D. MARGO, *Aviation Insurance*, London, Butterworths, 3<sup>rd</sup> ed., 2000 at 20.

4. The *Rome Convention of 1933* was supplemented by the *Brussels Insurance Protocol of 1938* and the *Rome Convention of 1952* by the *Montreal Protocol of 1978*. For text, see SHAWCROSS & BEAUMONT, *Air Law*, London, Butterworths, 4<sup>th</sup> ed., 1988, vol. 2, App A.

5. Thus, large risks are almost always subscribed by both Lloyd's underwriters and the insurance companies.

6. It represents the interests of aviation underwriting members at Lloyd's.

7. It is the official body representative of insurance companies transacting aviation business in the UK.

8. It considers the technical aspects of aviation underwriting in the London market.

9. It provides a central office for the handling of claims on behalf of Lloyd's syndicates which write aviation business.

10. It is a body through which the interests of aviation insurers worldwide are represented.

11. Few U.S. insurance companies specialize in aviation insurance. They usually employ their own aviation underwriters, claims managers and other personnel.



12. Such pools consist of a group of insurance companies which have combined to write aviation business through a managing agent or manager.

13. A trust fund (known as the Lloyd's American Trust Fund) is maintained by underwriters at Lloyd's that do business in the U.S.

14. Lloyd's Aviation Policy (AVN) 1, s.1, App 363.

15. AVN 1A, s 1, 2(a).

16. AVN 28.

17. The term «bodily injury» (fatal or otherwise) is actual physical or mental lesion or trauma of some kind. However it does not extend to cover mental anguish or emotional distress. See SHAWCROSS, *supra* note 3 at vol. 1, p. 153.

18. However the cover effected does not indemnify the insured against the losses incident to a marine adventure (thus it does not constitute a contract of marine insurance). England's *Marine Insurance Act of 1906*, s.1; s.3.

19. Jean Louis MAGDELÉNAT, *Air Cargo : Regulation and Claims*, Toronto, Butterworths, 1983.

20. D. DANN, *Insuring the Risk*, (1974) *Journal of Air Law and Commerce* 431.

21. See MARGO, *supra* note 2 at 194 seq.

22. *Ibid* at 201 seq.

23. For a detailed treatise, see E.R. Hardy IVAMY, *Personal Accident, Life and Other Insurances*, London, Butterworths, 2<sup>nd</sup> ed., 1980.

24. For a discussion, see L.J. KOVATS, *The Law of Hovercraft*, London, Lloyds of London Press Ltd., 1975.

25. Generally see B. JOHNSON, *Spacecraft Insurance*, (1986) *FICC Quarterly* 247.

26. IATA, Chief Executive Brief, 07-11-2001.

27. Aon Aviation and Aerospace Insurance Market News, October 2001, issue 10/2001, p.1.

28. Aon World Trade Center Bulletin, Issue No. 5, 18-10-2001, p.16.

29. Client Alert, Insurance Market Update, Global Professional Services, Aon, October 3, 2001.



## **INSURABILITY OF PUNITIVE DAMAGES – A LEGAL PERSPECTIVE**

**by Michael D. Hultquist**

### **ABSTRACT**

Under the theme of the insurability of punitive damages, this article is a study, from a legal, marketing and underwriting perspective in the United States, varying from state to state. Like a casualty risk, insurers can identify target industries and build statistical models involving punitive damages.

The author reviews the law of insurability of punitive damages, including the varying analyses applied in determining which law controls a potential dispute regarding the insurability of punitive damages, and some suggestions for insurers and companies interested in punitive damage coverage.

### **RÉSUMÉ**

*L'assurabilité des dommages punitifs fait l'objet ici d'une étude de l'auteur, sur un arrière-plan légal, de marketing et de souscription aux États-Unis, qui varie d'un État à l'autre. Tout comme les risques de responsabilité, les assureurs peuvent identifier les industries ciblées par ce risque et développer des modèles statistiques sur le risque de dommages punitifs.*

*L'auteur passe en revue la législation régissant les dommages punitifs et il analyse les variations applicables en déterminant quelle loi est susceptible de gouverner une dispute éventuelle sur l'assurabilité du risque de dommage punitif. Il ne manque pas de faire quelques suggestions non seulement aux assureurs mais aussi aux compagnies intéressées à souscrire une garantie à cet égard.*

---

### **The author :**

Michael D. Hultquist, Esq. at Sonnenschein Nath & Rosenthal.

## ■ INTRODUCTION

The inconsistent and unpredictable imposition of punitive damages has rendered some litigation outcomes as devastating as a tornado or an earthquake. At some point, the imposition of punitive damages may have been predictably linked only to the most harmful, intentional corporate behavior, but now they are frequently imposed for vicarious liability, against unpopular defendants, or in response to unorthodox or controversial views. Punitive damages are also inflicted as a wildly inefficient method of redistributing wealth. Despite their relative unpredictability, however, punitive damages are imposed in only 6% of all cases. In this context, the insurability of punitive damages takes on a more practicable analysis as a relatively small risk with enormous loss potential not unlike certain casualty risks. Like a casualty risk, insurers can identify target industries and build statistical models involving punitive damages.<sup>1</sup> The following is a review of the law of insurability of punitive damages, including the varying analyses applied in determining which law controls a potential dispute regarding the insurability of punitive damages, and some suggestions for insurers and companies interested in punitive damage coverage.

Public policy considerations play a central role in the analysis of the insurability of punitive damages and these tend to vary from state to state. Some states prohibit or limit the insurability of punitive damages on the grounds that they serve a deterrent effect which would be negated by insurance, while other jurisdictions express a belief that the insurability of punitive damages would transfer risk from the culpable defendant to innocent, premium-paying assureds. These considerations are less persuasive in the event of vicariously-assessed punitive damages which result from another's misconduct for which the insured is held legally liable. Recognizing these distinctions, some jurisdictions which do not allow insurance for certain types of punitive damages ("direct punitive damages") will allow insurance of others ("vicariously-assessed punitive damages").

These general distinctions between what type, if any, of assessed punitive damages should be insurable, is less compelling from an actuarial standpoint as the imposition of punitive damages becomes more inconsistent and arbitrary. Against this backdrop of uncertainty and changing legal and business considerations, certain off-shore insurers have successfully underwritten punitive damage

coverage. An insurer or company interested in insuring against punitive damages must ask itself three threshold questions:

1. What kind of punitive damages can be insured?
2. Where will coverage disputes be resolved?
3. Which law will control?

## ■ WHAT KINDS OF PUNITIVE DAMAGES CAN BE INSURED?

An insurer and its assured negotiating punitive damages as a covered item in an insurance policy must consider first the kind of damages or risk to be underwritten. This may impact the insurability of punitive damages in a given state. For example, 29 states allow some form of insurability for directly-assessed punitive damages. (Attachment 1.) These are damages imposed directly upon a company as punishment for actions performed by its employees, directors or officers, or at its instruction. In contrast, vicariously imposed punitive damages can be imposed statutorily or strictly, and are not directly linked to the actions of the company. Vicariously imposed punitive damages are insurable in 37 states.<sup>2</sup>

Aside from direct versus vicarious liability, there are degrees of conduct which can lead to the imposition of punitive damages. For example, the most difficult form of punitive damages from a public policy (and therefore, an insurability) point of view are those imposed for intentional conduct. Intentional wrong-doing is distinguishable from gross negligence, wantonness, or recklessness, and eight states recognize this distinction by prohibiting coverage of punitive damages for intentional acts, while generally allowing insurability of punitive damages. This is consistent with insurance practice, which historically excludes intentional acts. Needless to say, the nature of an intentional act is open to widely varying interpretations, as the courts have shown in the context of insurability of “intentional” dumping of toxins which occurred prior to any regulation or corporate knowledge of the ecological ramifications of such “intentional” acts. *FMC Corp. v. Plaisted and Companies*, 61 Cal. App. 4<sup>th</sup> 1132, 72 Cal. Rptr.2d 467 (1998).

Given the current trend toward insurability of vicariously assessed punitive damages, an insurance policy which extended

coverage to these damages would be generally accepted in a majority of jurisdictions. An insurance policy limited to acts of gross negligence, wanton or reckless acts as well as vicarious punitive damages would tread a middle ground, whereas policies endeavoring to cover intentional acts would need to take additional precautions with choice of forum and choice of law clauses to limit situations in which a court might void coverage. These clauses are worth considering in any policy which provides coverage for punitive damages.

## ■ WHERE WILL COVERAGE DISPUTES BE RESOLVED?

### □ Forum selection and choice of law clauses

Forum selection clauses can direct a coverage conflict to a jurisdiction which allows insurability of punitive damages. If a dispute arises concerning coverage, it is unlikely that the assured or the insurer would challenge their selected forum absent an ambiguity. It is more likely that a co-defendant or other third party would raise the issue.

A closely related issue is the parties' choice of law. Like the forum selection clause, the parties can agree in the policy to be guided by the law of a state or other jurisdiction which allows insurability of punitive damages. Absent a challenge in court, that clause will prevail. If, however, the clause is challenged and it turns out to be the only "contact" to the selected jurisdiction, a potential public policy analysis emerges if a competing forum has a strong public policy against insurability of punitive damages. The touchstone for a choice of law analysis where the parties have freely agreed to a choice of forum, is the parties' intent as witnessed by their contract. Arguably, the public policy favoring freedom of contract is a fundamental and universal public policy, whereas any public policy against the insuring of punitive damages is at best conflicting. The general rule is that the right of private parties to freely negotiate the terms of a contract is given great deference. Three states, Hawaii, Montana and South Carolina recognize the importance of the parties' intent by allowing coverage of punitive damages if it is expressly stated in the policy. If an assured and its insurer choose to enter into a contract with a

forum selection clause which designates a jurisdiction friendly to the insurability of punitive damages, such a clause is presumptively valid but may still be subject to judicial scrutiny. If the choice of forum is challenged, an analysis separate from the contract must be undertaken.

#### **Private Contracts vs. Public Policy**

The United States Supreme Court addressed the issue of forum selection clauses in *Bremen v. Zanata Off-Shore Co.*, 407 U.S. 1 (1972). Zapata was a Houston-based American corporation which had contracted with the petitioner Unterweser, a German corporation, for transporting Zapata's drilling rig from Louisiana to a point off Ravenna, Italy in the Adriatic Sea. The contract between the parties provided that any dispute which arose must be adjudicated before the London Court of Justice. The issue presented to the Court was whether Zapata should be able to ignore the forum selection clause and litigate the dispute in the United States. In its analysis, the Supreme Court stated:

There are compelling reasons why a freely negotiated private international agreement, unaffected by fraud, undue influence, or overweening bargaining power, such as that involved here, should be given full effect... Manifestly much uncertainty and possibly great inconvenience to both parties could arise if a suit could be maintained in any jurisdiction in which an accident might occur or if jurisdiction were left to any place where the Bremen or Unterweser might happen to be found. The elimination of all such uncertainties by agreeing in advance on a forum acceptable to both parties is an indispensable element in international trade, commerce and contracting. There is strong evidence that the forum clause was a vital part of that agreement, and it would be unrealistic to think that the parties did not conduct their negotiations, including fixing the monetary terms, with the consequences of the forum clause figuring prominently in their calculations.

*Bremen*, 407 U.S. at 12-14.

The court added a footnote in the context of the above discussion :

At the very least, the clause was an effort to eliminate all uncertainty as to the nature, location, and outlook of the forum in which the companies of differing nationalities might find themselves. Moreover, while the contract here did not specifically provide that the substantive law of England should be applied, it is the general rule in English courts that the

parties are assumed, absent contrary indication, to have designated the forum with the view that it should apply its own law. [Cite omitted.] It is therefore reasonable to conclude that the forum clause was also an effort to obtain certainty as to the applicable substantive law.

*Bremen*, 407 U.S. at 13, n.15.

The Supreme Court further recognized that “In the light of present-day commercial realities and expanding international trade, we conclude that the forum clause should control absent a strong showing that it should be set aside.” *Bremen* at 15. The Court further stated that a contractual choice of forum clause should only be held unenforceable if enforcement would contravene a strong public policy of the forum in which the suit is brought, whether declared by statute or by judicial decision. As there was no such public policy consideration which would hold this clause unenforceable, the Supreme Court found that the forum selection clause was enforceable, valid and binding.

In *Interamerican Trade Corp. v. Companhia Fabricadora De Pecas*, 973 F.2d 487 (6<sup>th</sup> Cir. 1992). A federal appellate court reviewed the Ohio District Court’s decision dismissing plaintiffs lawsuit because of a forum selection clause in the written agreement between the two parties. The plaintiff was a Delaware corporation with its principal place of business in Dayton, Ohio and the defendant was a Brazilian corporation with a subsidiary corporation in Ohio. The agreement contained a Brazilian forum selection clause. In its analysis, the court noted that in *Bremen v. Zapata Off-Shore*, 407 U.S. 1 (1972), the U.S. Supreme Court stated that the forum clause should control absent a strong showing that it should be set aside. *Interamerican Trade Corp.*, 973 F.2d at 489. The *Interamerican Trade Corp.* court held that Brazil had a logical connection to the agreement in that Brazil was a principal place of business of one of the parties, the clause appeared in a freely-negotiated, private international agreement and the contract required that Brazilian law be applied. While plaintiff ITC argued that an Ohio statute provided a strong public policy of protecting local business from victimization by non-resident businesses for the failure to pay commission which should prevent enforcement of the forum selection clause, the court found that that argument was unpersuasive in light of the forum selection clause. *Interamerican Trade Corp.* at 490.



## □ **How Courts Approach Conflicting Public Policies**

Since public policy is the primary consideration courts and legislatures rely upon when disallowing insurance for punitive damages, a balancing of public policies will take place when a private contract conflicts with public policy. In the case of a forum selection clause in an insurance policy covering punitive damages, the right of the parties to choose the terms of their contract potentially clashes with a stated public policy against the insurability of punitive damages.

The difficulty of defining “public policy” was long ago recognized by the United States Supreme Court:

The theory of public policy embodies a doctrine of vague and variable quality, and, unless deducible in a given circumstance from constitutional or statutory provisions, should be accepted as the basis of a judicial determination, if at all, only with the utmost circumspection. The public policy of one generation may not under changed conditions be the public policy of another.

*Patton v. United States*, 281 U.S. 276, 306 (1930). The Supreme Court has further cautioned that, “as the term ‘public policy’ is vague, there must be a definite indication in the law of the sovereignty to justify the invalidation of a contract as contrary to public policy.” *Muschany v. U.S.*, 324 U.S. 49, 66 (1945). To justify invalidating a contractual agreement, public policy must be “well-defined and dominate.” *W.R. Grace & Co. v. Local Union 759*, 461 U.S. 757, 766 (1983).

The use of public policy by a court to invalidate a private contract will be done sparingly. The public policy against the insurability of punitive damages, where it exists, does not exist in a vacuum. Competing public policies must be weighed and compared including requiring an insurance company to honor its obligations in return for a premium accepted and the public policy in favor of the freedom of private parties to contract.

Public policy in favor of the freedom to contract is strong. Parties entering into a contract will expect, at the very least, and subject perhaps to rare exception, that the provisions of the contract will be binding upon them. These expectations should not be disappointed by application of the local rule of a state which would strike down the contract or a provision thereof unless the value of protecting the expectations of the parties is substantially outweighed in the particular case by the interest of the state with the invalidating rule in having this rule applied. Restatement (2d)

Conflict of Laws, Section 188, cmt. (b) (1971). Recent cases have applied some version of a rule of validation in holding insurance companies liable to indemnify their insured against punitive damage awards despite statutes which limit or prohibit insurance against punitive damages. See *Meijer, Inc. v. General Star Indem. Co.*, 826 F. Supp. 241 (W.D. Mich. 1993), aff'd, 61 F.3d 903 (6<sup>th</sup> Cir. 1995); *Stonewall Surplus Lines Ins. Co. v. Johnson Controls*, 17 Cal. Rptr. 2d 713 (Ct. App. 1993); and *American Home Assur. Co. v. Safway Steel Products Co., Inc.*, 743 S.W.2d 693 (Tex. Ct. App. 1987), writ denied. In *Meijer* and *American Home*, the courts held the insurer liable on the contract, while in *Stonewall*, the court excused the insurers from liability.<sup>3</sup>

The focus of the public policy analysis on a jurisdictional interest basis, and not on the act of contracting itself, is well-illustrated by decisions in which courts, located in jurisdictions which limit or prohibit insurability, have found in favor of insurability. For example, both by case law and statute, California has a public policy against the insurability of punitive damages. However, depending on the applicable law, California courts have found both for and against the insurability of punitive damages.

In *Stonewall Surplus Lines Ins. Co. v. Johnson Controls, Inc.*, 17 Cal. Rptr.2d 713 (4<sup>th</sup> Dist. 1993), the California court dealt with the issues of choice of law, insurability of punitive damages and public policy. In that case, a San Diego jury returned a verdict assessing \$6.5 million in punitive damages against Johnson Controls, a Wisconsin corporation. Johnson Controls' liability insurers were residents of Connecticut, Alabama, Texas and Illinois. They filed a declaratory relief action in California claiming that they were not required to provide the corporation with any indemnity for punitive damages. The parties agreed that in California an insured may not seek indemnity from an insurer for punitive damages. However, Johnson Controls maintained that because it was a Wisconsin corporation, that Wisconsin law would allow insurers to indemnify for both compensatory and punitive damages. The California court began its analysis by noting that there was a conflict between the laws of California and the laws of Wisconsin. In California, an insurer is not liable for any portion of judgment which includes punitive damages. The public policy of California with respect to punitive damages would be frustrated by permitting the party against whom they are awarded to pass on the liability to its insurance carrier.

The California court held that because the defective battery which gave rise to the underlying claim was manufactured in California and caused injury in California to a California resident, California had an interest as a matter of public policy which supported application of its law and the restriction of insurance coverage.

The California court went on to recognize that Wisconsin law differed significantly in that Wisconsin public policy did not prevent indemnity for punitive damages. *Brown v. Maxey*, 369 N.W.2d 677 (Wis. 1985). Arguably, this result would not occur in a state where punitive damages are insurable, or where the issue has not been decided.<sup>4</sup>

The court wrote:

We believe Johnson Controls and its insurers would reasonably expect not only that the corporation's liability to a third-party might be governed by the law of a state with significant interests at stake, but that Johnson Controls's [sic] right to indemnity for such a claim also be governed by that state's law.

*Johnson Controls Inc.*, 17 Cal. Rptr. 2d at 720. Applying California law, the court prohibited indemnification for punitive damage claims even though the policy covered a corporate insured headquartered in Wisconsin where indemnification was permissible.

Similarly, Reliance filed a declaratory judgment action in California in July 1994 seeking a determination as to whether it was obligated to indemnify Transamerica for punitive damages ordered in a California tort action. *Reliance Ins. Co. of Illinois v. TIG Ins. Co.*, No. BC108855 (Apr. 16, 1996). The professional liability insurance policy at issue included a provision requiring punitive claims to be construed according to Delaware law which generally permits the insurability of punitive damages. The California Superior Court granted Reliance's motion for summary judgment holding that California law applied and, therefore, that Reliance was not liable to indemnify the plaintiffs for the \$28 million punitive damage award in an underlying California tort action.

The Northern District of California, however, took a different approach. In *Continental Cas. Co. v. Fibreboard Corp.*, 762 F. Supp. 1368 (N.D. Cal. 1991), *aff'd.*, 953 F.2d 1386 (9th Cir. 1991), *appeal dismissed and remanded*, 4 F.3d 777 (9th Cir. 1993), Continental brought a declaratory judgment action asserting it was

not obligated to indemnify its insured for punitive damages awarded in a jury trial in Texas. The insured, Fibreboard, was a California company and the insurance policy was signed and negotiated and payments were made in California. In this instance, Texas law would allow insurance reimbursement of the punitive damage award while California law would prohibit it. The court applied a “governmental interest approach” to resolve the conflict. *Fibreboard Corp.*, 762 F. Supp. at 1376-77. Under this test, the goal is to determine which state’s policy is more significantly impaired by the application of the law of the other state. The court recognized the “predominant interest of the state of the place of the wrong” in deciding to apply Texas law following the governmental interest analysis.

When a California corporation commits a tort in another state, the state in which the tort occurred has the greater interest in establishing policies which it believes best safeguard and promote the interest of the citizens of that state.

*Fibreboard Corp.* at 1377. The primary principle underlying this decision was the premise that the interest of any state in protecting and safeguarding its citizens outweighed the interest of a state regulating the out-of-state conduct of California entities. On this basis, the court held:

Since the torts here at issue occurred in Texas, we hold that Texas’ interests described above outweigh California’s attenuated interest in punishing and deterring the wrongful behavior of California manufacturers. Application of the California policy to the instant case would greatly impair the Texas policies outlined above which Texas courts have defined as in the best interest of their own citizens. This impairment outweighs the impairment to California’s relatively weak interest in punishment and deterrence which would result from the application of Texas law.

*Fibreboard Corp.* at 1379.

This conclusion should, however, be compared with the decision in *Zurich Ins. Co. v. Shearson Lehman Hutton, Inc.*, 642 N.E.2d 1065 (N.Y. 1994) in which a New York court held that punitive damages awarded in a Texas case were not covered under a policy issued in New York. See also, *Home Ins. Co. v. American Home Products Corp.*, 550 N.E.2d 930 (N.Y. 1990) (requiring insurer to reimburse insured for punitive damages awarded in out-of-state action would violate New York public policy); *National Union Fire Ins. Co. v. Ambassador Group, Inc.*, 556 N.Y.S.2d 549

(1<sup>st</sup> Dept. 1990), appeal dismissed, 571 N.E.2d 85 (N.Y. 1991) (portion of settlement representing punitive damages not insurable).

In a more direct analysis, North Dakota recognized the clash of public policy interests in *Continental Casualty v. Kinsey*, 499 N.W.2d 574 (N.D. 1993). Compensatory and punitive damages were awarded against Kinsey, an attorney, and in favor of his client. Continental filed a declaratory judgment action asserting that its policy provided no coverage for punitive damages. There was no specific statute and no state appellate decision in North Dakota addressing the issue of insurability of punitive damages. However, a statute enacted in 1943 exonerated insurance companies from liability for the willful acts of their insureds. N.D. Cent. Code § 26-06-04 (1843) (repealed and reenacted as § 26.1-32-04 (1989)). In *Hins v. Heer*, 259 N.W.2d 38, 40 (N.D. 1977), the North Dakota Supreme Court interpreted this statute as a statement of public policy that “an insured cannot be indemnified for losses caused by his own willful acts.”

In *Kinsey*, the North Dakota Supreme Court recognized that insurance coverage for punitive damages is generally against public policy. However, the court found that the public policy in favor of the freedom to contract outweighed the public policy against insurance coverage for fraud or willful acts. The legislature did not intend to “benefit insurance companies by allowing them to collect premiums for coverage they do not intend to provide.” The court’s resolution balanced the competing public policies. The court required Continental to indemnify Kinsey for the punitive damage award but allowed Continental to pursue an indemnification action for the punitive damages awarded as a consequence of Kinsey’s willful fraud and deceit. Thus, based on the *Kinsey* decision, it appears North Dakota will allow insurance coverage for punitive damages, provided that such coverage is expressly written in the policy.

Since New York law is such a significant jurisdiction with respect to domestic insurers and insureds, a brief discussion of New York law on these issues is appropriate. In general, New York courts only use New York public policy restricting the insurability of punitive damages when the insurance activity transpires in the state of New York.

Directly assessed punitive damages are not insurable in New York. See *Public Service Mut. Ins. Co. v. Goldfarb*, 53 N.Y.2d 392, 425 N.E.2d 810 (1<sup>st</sup> Dept. 1981); *Hartford Accident & Indem. Co. v. Village of Hempstead*, 48 N.Y.2d 218, 397 N.E.2d 737 (1979);

*Soto v. State Farm Ins. Co.*, 600 N.Y.S.2d 407 (4<sup>th</sup> Dept. 1993), aff'd, 83 N.Y.2d 718 (1994); *National Union Fire Ins. Co. of Pittsburgh Pa. v. Ambassador Group, Inc.*, 556 N.Y.S.2d 549 (1<sup>st</sup> Dept. 1990), appeal dismissed, 77 N.Y.2d 873 (1991). In addition, the court in *Home Ins. Co. v. American Home Products Corp.*, 75 N.Y.2d 196 (1990), aff'd in part, rev'd in part, 902 F.2d 1111 (2d Cir. 1990), applied the prohibition to out-of-state punitive damages awards for which the insured seeks coverage in New York. The court pointed out that "the punitive nature of the award, coupled with the fact that a New York insured seeks to enforce it in New York against a New York insurer... calls for the application of New York public policy." See *Zurich Ins. Co. v. Shearson Lehman Hutton. Inc.*, 601 N.Y.S.2d 276 (1<sup>st</sup> Dept. 1993), order aff'd as modified, 84 N. Y.2d 309 (1994) (noting that only when a state allowing indemnification awards damages that serve a wholly punitive, and not compensatory, purpose are they precluded by New York policy).

The New York Department of Insurance has confirmed that insurance coverage for punitive damages may not be written by an insurer licensed in the State of New York. (New York General Counsel Opinion 9-26-89). The New York Department of Insurance took the position in 1970 in response to an inquiry that it would be against public policy for liability insurance to provide coverage for punitive damages awarded in New York. (New York general Counsel opinion, 9-27-97; New York Insurance Bulletins and related materials - General Counsel Opinions).

Despite the fact that punitive damages are not insurable under New York public policy, a general counsel opinion issued in 1991 supports the issuance of punitive damage coverage by an out-of-state insurance company. In this instance, the punitive damage coverage, offered in conjunction with a media special perils policy, would be issued (1) in a state where punitive damages were insurable; (2) the premiums would be paid in that state; and, (3) the policy would be delivered in the state in which coverage was available. The general counsel's office indicated that such insurance would be acceptable assuming the insurance company issuing such insurance was not avoiding doing business in New York pursuant to insurance law, § 1101, which defines those acts which "constitute doing an insurance business in the state."<sup>5</sup>

Although the insurance commission would not consider such insurance illegal or impermissible, it did note that this was no guarantee that a New York court might not void the punitive

damage coverage as violative of public policy, should the parties seek enforcement of the coverage in the New York court system. (New York General Counsel Opinion, March 12, 1991 (No. 2); New York Insurance Bulletins and related materials). In 1991, the New York Department of Insurance was asked for its legal opinion regarding the question of whether an insurance company can avoid liability in excess of policy limits (because of a provision of the insurance law). The Department recognized that, based on its policy, an insurer cannot be obligated to pay above policy limits.

However, the Department went on to address the question of whether an insurer can do so voluntarily. The Department reached the conclusion that, pursuant to § 2324 of New York's insurance law, payment must be limited to policy limits, subject to a few limited exceptions. In the course of this discussion, the General Counsel's office noted the following with regard to punitive damages:

In 1982, the Department was asked whether an insurer would be allowed to pay punitive damages, a prohibited coverage in this State. The payment of punitive damages is a violation of this State's public policy on liability insurance. Punitive damages do not compensate the injured party for his or her injuries, but rather punish the defendant for willful or intentional conduct. Willful and reckless behavior on the part of an insured is not intended to be covered by the policy. Consequently, the Department determined that a licensed insurer which pays out on a punitive damage claim in New York would be in violation of § 188, for making a contract of insurance other than as plainly expressed in the policy. Additionally, if punitive damage awards were not paid by the insurer to all of its insureds holding identical insurance policies, there would be discrimination.

New York General Counsel Opinion, June 3, 1991 (New York Insurance Bulletin and related materials — General Counsel Opinions).

It would appear on its face that this opinion would be limited to policies which exclude claims arising out of intentional conduct and would not apply to a policy specifically covering punitive damages. However, as noted, other opinions from the Department of Insurance indicate that punitive damage coverage is impermissible in New York based upon public policy although this public policy is most specifically directed at Insurers licensed and doing business in the State of New York.

## □ Underwriting Considerations

The effect of this case law is that if a dispute arises, a choice of forum or choice of law clause in a policy will be paid strong deference by a United States court which might be in a position to address a policy providing coverage for punitive damages. This is particularly true where the contract is an international commercial transaction. However, this deference can be eroded in the absence of other contacts to the chosen state's law by a strong and conflicting public policy. Therefore, if the parties have significant ties to any of the states listed in Attachment 1 of this paper, a choice of law or choice of forum clause would strengthen the argument in favor of one of those jurisdictions. Conversely, if a choice of forum or choice of law clause in the insurance policy calling for coverage of punitive damages is the only contact the parties have to the jurisdiction or law in question, and if there is an argument that a strong public policy militates against enforcement of that policy, there is a chance that the coverage may be compromised by the conflicting public policy. This results in the rather dissatisfying realization that when the parties would most need their forum selection and/or choice of law clause in order to enforce the insurability of punitive damages, the clauses could be at their least effective. Therefore, these clauses should be a part of an insurer's or assured's punitive damage coverage analysis, but they are not a "silver-bullet" answer to problems which could arise.

## ■ OTHER SOLUTIONS

### □ Arbitration Clause

An arbitration clause can go a long way toward avoiding the kind of analysis applied in *Stonewall Surplus Lines*. This is true whether the policy at issue is a commercial contract between parties of differing nationalities or is one between domestic parties so long as the policy contains an arbitration clause. In the first instance, the Federal Arbitration Act and the Convention on the Recognition and Enforcement of Foreign Arbitral Awards ("Convention"), 9 U. S.C. § § 201-208 (1988) would govern the action in a U.S. court. In the latter instance (between domestic parties), the Federal Arbitration Act would govern. See, e.g., *Borden, Inc. v Meiji Mike Prods. Co., Ltd.*, 919 F.2d 822 (2d Cir. 1990), *cert. denied*, 500 U.S. 953 (1991). The Convention ratified



## **Underwriting Considerations**

The effect of this case law is that if a dispute arises, a choice of forum or choice of law clause in a policy will be paid strong deference by a United States court which might be in a position to address a policy providing coverage for punitive damages. This is particularly true where the contract is an international commercial transaction. However, this deference can be eroded in the absence of other contacts to the chosen state's law by a strong and conflicting public policy. Therefore, if the parties have significant ties to any of the states listed in Attachment 1 of this paper, a choice of law or choice of forum clause would strengthen the argument in favor of one of those jurisdictions. Conversely, if a choice of forum or choice of law clause in the insurance policy calling for coverage of punitive damages is the only contact the parties have to the jurisdiction or law in question, and if there is an argument that a strong public policy militates against enforcement of that policy, there is a chance that the coverage may be compromised by the conflicting public policy. This results in the rather dissatisfying realization that when the parties would most need their forum selection and/or choice of law clause in order to enforce the insurability of punitive damages, the clauses could be at their least effective. Therefore, these clauses should be a part of an insurer's or assured's punitive damage coverage analysis, but they are not a "silver-bullet" answer to problems which could arise.

## **OTHER SOLUTIONS**

### **Arbitration Clause**

An arbitration clause can go a long way toward avoiding the kind of analysis applied in *Stonewall Surplus Lines*. This is true whether the policy at issue is a commercial contract between parties of differing nationalities or is one between domestic parties so long as the policy contains an arbitration clause. In the first instance, the Federal Arbitration Act and the Convention on the Recognition and Enforcement of Foreign Arbitral Awards ("Convention"), 9 U. S.C. § § 201-208 (1988) would govern the action in a U.S. court. In the latter instance (between domestic parties), the Federal Arbitration Act would govern. See, e.g., *Borden, Inc. v Meiji Mike Prods. Co., Ltd.*, 919 F.2d 822 (2d Cir. 1990), *cert. denied*, 500 U.S. 953 (1991). The Convention ratified

an international treaty promoting arbitration of international commercial disputes and, along with the Federal Arbitration Act, 9 U.S.C. § 1, *et. seq.* (1988), as amended, establishes a substantive body of federal law that promotes a strong public policy favoring arbitration.

Under the Convention, a stay of any action involving an international policy is mandatory pursuant to Article II (3) of 9 U.S.C. § 201 which provides:

The court... shall, at the request of one of the parties, refer the parties to arbitration, unless its finds that the said agreement is null and void, inoperative or incapable of being performed. See also 9 U.S.C. § III; *C. Itoh & Co. (America) Inc. v. Jordan Int'l Co.*, 552 F.2d 1228, 1232 (7<sup>th</sup> Cir. 1977) (a District Court has no discretion to deny a petitioner's timely application for a stay when a valid arbitration agreement exists"); *McCreary Tire & Rubber Co. v. Ceat S.p.A.*, 501 F.2d 1032, 1037 (3d Cir. 1974) (held that it was reversible error to deny a stay request).

The Convention and the Federal Arbitration Act contemplate a limited inquiry by courts when considering a motion to compel arbitration:

1. Is there an agreement in writing to arbitrate the dispute?
2. Does the agreement provide for arbitration in the territory of a Convention signatory?
3. Does the agreement to arbitrate arise out of a commercial legal relationship?
4. Is the party to the agreement not an American citizen?

There is no consideration of the relative merits of individual clauses in the agreement, and therefore, the existence of a punitive damage coverage clause would not effect the arbitration clause or the choice of forum or choice of law clause in remanding the case to arbitration. If the above requirements are met, the Convention and the Federal Arbitration Act require the courts to order arbitration. *Sedco, Inc. v. Petroleos Mexicanos Mexican National Oil Co.*, 767 F.2d 1140, 1144-1145 (5<sup>th</sup> Cir. 1985). Thus, the arbitration clause provides the first and best approach that the policy will be properly construed in an arbitration in a jurisdiction of the parties' choice using the law chosen by the parties, rather than by a U.S. court which might be forced to consider local law or public policy.

restricting the insurability of punitive damages. However, limits on punitive damage coverage may limit the possibility of such judicial compromise. Limiting insurance to vicariously-assessed punitive damages is the least risky form of this insurance coverage, because a majority of jurisdictions allow insurability of vicariously-assessed punitive damages. Limiting coverage to acts of gross negligence, or wanton and reckless acts, is a middle ground; and coverage of intentional wrongdoing is the most blanket-type form of this insurance, and would be the most likely of the three to be subject to compromise in the face of a competing public policy.

#### **Geographical Restrictions on Policies Covering Punitive Damages**

A final consideration can be to limit issuance of policies covering punitive damages to states in which the insurer has significant contact, and which also allow insurability of punitive damages. This, coupled with a forum selection and choice of law clause selecting those states, may insulate the insurer from a charge of forum shopping. However, this restricted coverage may be of limited value to an international or national assured who might suffer a loss (and punitive damage exposure) fortuitously in any one of a number of jurisdictions.

## **CONCLUSION**

Insurers are successfully underwriting punitive damage exposure. These policies are custom products subject to professional underwriting guidelines and often include an arbitration clause, a forum selection clause, and a choice of law clause. From both a legal and marketing perspective, it is important that insurers and insureds have confidence that their intentions are not only reflected in the insurance policy, but that they have been the subject of legal analysis before a dispute arises.

In the course of analyzing a potential assured from an underwriting or risk perspective, underwriters should determine the assured's significant contacts with various states. The location of the assured's headquarters, the location of its manufacturing facilities, and its main distribution points are some factors to be considered. Assureds in states with strong policies against the insurability of punitive damages, like New York and California,

should be especially conscientious that its policies as well as its dispute resolution practices safeguard against litigation under those states' laws.

While coverage for punitive damages arising from egregious willful conduct or fraud may still retain an element of controversy, some insurers have been prudent to recognize that many punitive damage awards are more like a tornado; arbitrary, devastating and capricious, but ultimately, actuarially predictable and insurable.<sup>6</sup>

## ATTACHMENT I

### States which allow insurance for directly assessed punitive damages.

ALABAMA	<i>Employers Ins. Co. v. Brock</i> , 233 Ala. 551, 172 So. 671 (1937);
ALASKA	<i>Aetna Casualty and Surety Co. v. Marion Equipment Co.</i> , 894 P.2d 664 (Alaska 1995);
ARIZONA	<i>Price v. Hartford Accident &amp; Indemnity Co.</i> , 108 Ariz. 485, 502 P.2d 522 (1972);
ARKANSAS	<i>Southern Farm Bureau Casualty Insurance Co. v. Daniel</i> , 246 Ark. 849, 440 S.W. 2d 582 (1969) (punitive damages insurable unless conduct is intentional);
CONNECTICUT	<i>Dinapoli v. Cooke</i> , 43 Conn. App. 419, 682 A.2d 603 (Conn. Ct. App. 1996) (punitive damages limited to expenses of litigation minus taxable costs); <i>St. Paul Fire &amp; Marine Ins. Co. v. Shernow</i> , 222 Conn. 823, 610 A.2d 281 (1992) ("wanton misconduct not insurable");
DELAWARE	<i>Whalen v. On-Deck, Inc.</i> , 514 A.2d 1072 (Del. 1986);
GEORGIA	<i>Greenwood Cemetery v. Travelers Indemnity Co.</i> , 238 Ga. 313, 232 S.E.2d 910 (1977);
HAWAII	Haw. Rev. Stat., § 431:10-240 (2000) (Policies "shall not be construed to provide coverage for punitive or exemplary damages unless specifically included");
IDAHO	<i>Abbie Uriguen Oldsmobile Buick, Inc. v. U.S. Fire Ins. Co.</i> , 95 Idaho 501, 511 P.2d 783 (1973);
IOWA	<i>Skyline Harvestore Systems, Inc. v. Centennial Ins. Co.</i> , 331 N.W.2d 106 (Iowa 1983);
KENTUCKY	<i>Continental Ins. Co. v. Hancock</i> , 507 S.W.2d 146 (Ky. 1973) (intentional acts not insurable);

LOUISIANA	<i>Sharp v. Daigre</i> , 555 So.2d 1361 (La. 1990); <i>Randall v. Chevron U.S.A., Inc.</i> , 13 F.3d 888 (5 <sup>th</sup> Cir. 1994); <i>Modified</i> , 22 F.3d 568 (1994), cert. dismissed, 115 S. Ct. 5 (1994), cert. denied, 115 S. Ct. 498 (1994) (reversed on other grounds);
MARYLAND	<i>First National Bank of St. Mary's v. Fidelity and Deposit Co.</i> , 283 Md. 228, 389, A.2d 359 (1978);
MICHIGAN	<i>Meijer, Inc. v. General Star Indemnity Co.</i> , 826 F. Supp. 241 (W.D. Mich. 1993), <i>aff'd</i> , 61 F.3d 903 (6 <sup>th</sup> Cir. 1995); <i>Yamaha Motor Corp. v. Tri-City Motors</i> , 171 Mich. App. 260, 429 N.W.2d 871 (Mich. Ct. App. 1988) (coverage of "exemplary damages" as additional element of compensation to plaintiff);.
MISSISSIPPI	<i>James W. Sessums Timber Co., Inc. v. McDaniel</i> , 635 So.2d 875 (Miss. 1994);
MISSOURI	<i>Colson v. Lloyds of London</i> , 435 S.W.2d 42 (Mo. Ct. App. 1968);
MONTANA	<i>First Bank (NA)-Billings v. Transamerica Ins. Co.</i> , 209 Mont. 93, 679 P.2d 1217 (1984) (punitive damages insurable when imposed for negligence); <i>Smith v. State Farm Ins. Co.</i> , 264 Mont. 129, 870 P.2d 74 (1994), ("willful misconduct" not insurable); Mont. Code Ann. § 33-15-317 (1989) (insurance for punitive damage must be included in the contract); Nev. Rev. Stat., § 681A.095 (1995) ("an insurer may insure against legal liability for exemplary or punitive damages that do not arise from a wrongful act of the assured committed with the intent to cause injury to another"); <i>American Home Assurance Co. v. Fish</i> , 122 N.H. 711, 451 A.2d 358 (1982);
NEW MEXICO	<i>Baker v. Armstrong</i> , 106 N.M. 395, 744 P.2d 170 (1987);
NORTH CAROLINA	<i>Mazza v. Medical Mutual Ins. Co.</i> , 311 N.C. 621, 319 S.E.2d 217 (1984) (wanton or grossly negligent conduct is insurable);
OREGON	<i>Harrell v. Travelers Indemnity Co.</i> , 279 Or. 199, 567 P.2d 1013 (1977) (grossly negligent or reckless conduct insurable);

	<i>Snyder v. Nelson</i> , 278 Or. 409, 564 P.2d 681 (1977) (“intentional conduct in inflicting injury upon another” not insurable);.
SOUTH CAROLINA	<i>Carroway v. Johnson</i> , 245 S.C. 200, 139 S.E.2d 908 (1965); S.C.; <i>Budget Control Board v. Prince</i> , 304 S.C. 241, 403 S.E.2d 643 (1991) (coverage for punitive damages based on intentional acts implied by contract will be enforced);
TENNESSEE	<i>Lazenby v. Universal Underwriters Ins. Co.</i> , 214 Tenn. 639, 383 S.W.2d 1 (1964) (punitive damages covered, but coverage unavailable for intentional conduct);
TEXAS	<i>Dairyland County Mutual Ins. Co. v. Wallgren</i> , 477 S.W.2d 341 (Tex. Civ.App. Fort Worth 1972);
VERMONT	<i>State v. Glens Falls</i> , 137 Vt. 313, 404 A.2d 101 (1979);
WEST VIRGINIA	<i>Hensley v. Airy Ins. Co.</i> , 168 W.Va. 172, 283 S.E.2d 227 (1981) (coverage for punitive damages arising out of gross, reckless or wanton negligence);
WISCONSIN	<i>Brown v. Maxey</i> , 124 Wis. 2d 426, 369 N.W.2d 677 (Wis. 1985) (coverage for wanton, willful or reckless disregard of plaintiff’s rights or interests);
WYOMING	<i>Sinclair Oil Corp. v. Columbia Casualty Co.</i> , 682 P.2d 975 (Wyo. 1984) (coverage for willful or wanton conduct).

**Notes**

1. See e.g. Viscusi, *The Social Costs of Punitive Damages Against Corporations in Environmental and Safety Torts*, 87 Geo.L.J. 285 (1998).

2. The states which do not allow insurance coverage for directly assessed punitive damages, but do allow coverage for vicariously assessed punitive damages are: California, Florida, Illinois, Indiana, Kansas, New Jersey, Oklahoma, and Pennsylvania.

3. It is important to recognize the distinction between cases in which the parties intended coverage of punitive damages, and cases in which the insurer simply failed to express its intent to exclude punitive damages.

4. States which have not decided whether punitive damages are insurable are: District of Columbia, North Dakota, South Dakota, and Washington.

5. Under subparagraph B(2)(e) of § 1101, transactions with respect to policies of insurance on risks located within New York do not constitute doing insurance business in the State of New York if the policies are principally negotiated, issued and delivered in a foreign jurisdiction. If an insurer does do insurance business in the state of New York, § 1102 of the New York Ins. Code requires that the insurer be licensed and its policy forms approved.

6. The original version of this article was first published in the PLUS (Professional Liability Underwriters Society) Journal in November 1999.

## APPARIEMENT DE L'ACTIF ET DU PASSIF D'UN ASSUREUR VIE PAR L'UTILISATION DE PRODUITS DÉRIVÉS

par Nathalie Laporte

### RÉSUMÉ

Un des principaux risques supportés par les assureurs est celui de la variation des taux d'intérêt. La théorie financière affirme que l'utilisation de produits dérivés devrait permettre de couvrir à meilleur coût ce risque comparativement aux obligations traditionnellement utilisées à cette fin. Cet article compare donc l'appariement des durées de la ligne d'affaires principale d'un important assureur vie canadien à l'aide de contrats à terme contre l'appariement traditionnel.

*Mots clés:* Produit dérivé, assureur, obligation, appariement, couverture.

### ABSTRACT

*The interest rate risk is one of the most important risk that an insurer must bear. The financial theory asserts that the use of derivative instruments should hedge this risk at a better cost than the bonds usually used to this end. This study compares the duration matching of the principal line of business of one important Canadian insurer with futures to the usual matching with bonds.*

*Keywords:* Future, insurer, bond, matching, hedging.

---

### L'auteure :

Nathalie Laporte a réalisé cette recherche dans le cadre d'un mémoire de maîtrise en sciences de la gestion à l'École des HEC de Montréal. Elle est F.S.A. (Fellow of the Society of Actuaries) et F.I.C.A. (Fellow de l'Institut Canadien des Actuaire).

Elle remercie les personnes qui ont procédé à l'évaluation et à la révision du texte et Georges Dionne qui a dirigé la recherche.

## ■ INTRODUCTION

Le contexte économique des dernières années a fait en sorte que plusieurs des risques supportés par les compagnies d'assurance sont devenus de plus en plus importants. Par conséquent, la gestion des risques a pris davantage d'importance dans les marchés financiers.

Un des principaux risques supportés par les assureurs vie est celui de la variation des taux d'intérêt. Nous avons remarqué que, même si les contrats à terme sont couramment utilisés par les institutions bancaires pour gérer ce risque, l'utilisation de ces contrats par les compagnies d'assurance est encore limitée.

Ainsi, comme à priori l'utilisation de produits dérivés devrait permettre de couvrir à meilleur coût le risque de taux d'intérêt, nous allons analyser cette stratégie de couverture pour fins d'appariement des durées de l'actif et du passif du bilan d'un assureur vie. Cet article compare donc l'appariement des durées de la ligne d'affaire principale d'un important assureur vie canadien à l'aide de CGB contre l'appariement traditionnel effectué en transigeant plutôt des obligations. Notre étude couvre la période du 1<sup>er</sup> janvier 1997 au 31 décembre 1998.

## ■ GESTION DE RISQUE

### □ Motivation

Les institutions financières existent pour améliorer l'efficacité des marchés financiers. En effet, les clients achètent leurs services en raison de leur connaissance du marché, de leur efficacité pour compléter des transactions et de leur capacité à remplir leurs obligations contractuelles. De plus, les compagnies d'assurance acceptent délibérément différents risques actuariels et financiers. Chaque assureur est donc exposé de façon différente à plusieurs risques et ce, en fonction de la composition de ses affaires.

Selon Santomero and Babbel (1997), le domaine de la gestion des risques financiers est celui qui a le plus évolué au cours de la dernière décennie chez les assureurs. Ils attribuent cela en grande partie au fait que le risque de taux d'intérêt a été la source de variation la plus importante des titres à revenus fixes durant les vingt dernières années. Comme la grande majorité des actifs des



assureurs vie sont constitués de tels titres, les assureurs ont reconnu l'urgence d'utiliser des outils de gestion pour gérer ce risque de taux d'intérêt.

De plus, les assureurs vie supportent également un risque important de taux d'intérêt au niveau de leurs passifs. Le principal outil utilisé par les assureurs pour gérer ce risque est l'appariement de l'actif et du passif. Cette importance accrue de la gestion actif/passif se dénote, entre autres, dans deux sondages effectués par Lamm-Tennant (1995) et Lamm-Tennant et Gattis (1996). En effet, ces études classent la gestion actif/passif comme un des facteurs qui influence le plus la politique d'investissement des assureurs. Toutefois, ces sondages mentionnent que les techniques utilisées par les assureurs pour gérer le risque de taux d'intérêt sont très diversifiées, allant des plus naïves aux plus sophistiquées.

#### **La gestion du risque de désappariement de l'actif/passif**

Lamm-Tennant (1995) a relevé sept techniques d'appariement utilisées par les assureurs :

1. immunisation à l'aide de contrats à terme sur titres à revenus fixes ;
2. immunisation à l'aide de contrats à terme sur indices boursiers ;
3. *internal coupon stripping* ;
4. immunisation à l'aide de swaps de taux d'intérêt ;
5. segmentation des actifs et passifs de l'assureur ;
6. projection de flux monétaires selon différents scénarios économiques ;
7. immunisation par l'appariement des durées.

Comme cette étude traite de la dernière technique, nous la détaillons davantage ci-dessous.

#### *Immunitisation*

L'immunisation signifie l'application d'une stratégie destinée à offrir une couverture contre une évolution non anticipée des taux d'intérêt (Little 1986). Pour un assureur, l'appariement de son actif et de son passif a comme objectif d'immuniser son bilan.

$$\text{durée modifiée} = \frac{-\partial P}{\partial y} \cdot \frac{1}{P} \approx \frac{\Delta P / P}{\Delta y}$$

où :

$P$  : valeur marchande de l'instrument financier ;

$\Delta y$  : variation du taux de rendement requis.

Lorsque la valeur marchande d'un instrument financier peut être exprimée par la valeur présente de ses flux monétaires futurs et que le taux de rendement utilisé est le taux de rendement à terme,

l'expression bien connue pour  $\frac{\partial P}{\partial y}$  est la suivante :

$$\frac{\partial P}{\partial y} = \frac{-\sum CF_t \cdot t}{(1+y)^{t+1}}$$

Depuis l'introduction de cette notion de durée modifiée, les gestionnaires de plusieurs domaines de pratique l'ont utilisée pour fins d'application de stratégies d'immunisation contre les changements parallèles de la structure à terme des taux d'intérêt. Une limite inhérente à cette définition de durée modifiée est qu'elle suppose des flux monétaires fixes dans le temps. Si les flux monétaires ne sont pas fixes, la formule précédente n'est pas appropriée. Dans une telle situation, cette dernière formule doit être étendue ou ajustée pour incorporer la sensibilité des flux monétaires aux taux d'intérêt comme suit :

$$\frac{\partial P}{\partial y} = \frac{-\sum CF_t \cdot t}{(1+y)^{t+1}} + \frac{\frac{\partial CF_t}{\partial y}}{(1+y)^t}$$

Par conséquent, cette définition de durée devrait être utilisée si les entrées et/ou les sorties de fonds d'un assureur sont fonction des taux d'intérêt.

Encore aujourd'hui, la définition de durée couramment utilisée est celle de Macauley modifiée. Selon Santomero et Babbel (1997), cette définition est appropriée pour les actifs d'un assureur vie, puisqu'ils sont généralement composés en grande partie d'actifs financiers traditionnels.

Mentionnons toutefois que le calcul de la durée peut s'avérer problématique au niveau des biens immobiliers et des actions, s'il en est, dans le portefeuille de l'assureur.

De plus, si l'assureur évalue ses durées selon différents scénarios de taux d'intérêt, cela réussit à atténuer considérablement les désavantages de cette technique. C'est le cas au Canada, où un assureur est obligé légalement de faire des simulations de son bilan selon de multiples scénarios de taux d'intérêt.

L'approche la plus courante pour gérer l'appariement des durées est d'utiliser des actifs financiers traditionnels (Babel, 1993). Ce type d'appariement peut toutefois nécessiter plusieurs transactions et donc des coûts afférents relativement élevés. Cummins, Phillips and Smith (1997) analysent l'utilisation des produits dérivés par les assureurs et suggèrent que leur utilisation présente habituellement des frais de transactions beaucoup moins élevés, en plus d'offrir davantage de flexibilité dans la gestion. Nous avons donc décidé de faire une étude de comparaison de ces deux méthodes d'appariement.

## ■ COMPARAISON DE DEUX MÉTHODES D'APPARIEMENT DE L'ACTIF ET DU PASSIF D'UN IMPORTANT ASSUREUR VIE CANADIEN

### Base de données

Nous allons effectuer notre étude pour le segment d'affaire principal d'un important assureur vie canadien. Notre période d'étude débute le 1<sup>er</sup> janvier 1997 et sa durée est de 2 ans. Le portefeuille d'affaires utilisé est le portefeuille «fermé» de l'assureur au 1<sup>er</sup> janvier 1997, c'est-à-dire que nous ne tenons pas compte des affaires souscrites après cette date. De plus, nous posons comme hypothèse que les flux financiers réalisés sur la période d'étude sont ceux anticipés par l'assureur pour la production des états financiers au 31 décembre 1996. Les seuls ajustements effectués sont donc ceux pour tenir compte de l'impact des taux d'intérêt observés et des transactions d'appariement. Nous vérifions la position d'appariement à tous les mois et nous «relançons» totalement le portefeuille, si nécessaire.

### Méthode d'appariement

Tel que défini précédemment, si l'assureur veut immuniser sa valeur relativement à une variation de taux d'intérêt, il doit faire en

sorte que la durée pondérée par la valeur marchande de ses entrées et de ses sorties de fonds (dollars-durée) soient les mêmes. De plus, cette méthode d'appariement des durées à partir du concept de dollars-durée est également celle qui est suggérée par Fabozzi (1999).

#### **Définition de durée**

Comme le portefeuille d'actifs du segment visé est composé à 92% d'obligations, nous utilisons pour les actifs la durée de MacCauley modifiée. Cette formule est celle qui est couramment utilisée dans l'industrie. Pour les passifs, étant donné les clauses présentes dans les produits de l'assureur (principalement les clauses d'ajustements des valeurs marchandes lors des règlements), la durée de MacCauley modifiée est également appropriée.

Pour ce qui est d'un contrat à terme, sa durée est la durée de MacCauley modifiée de l'obligation sous-jacente la moins chère à livrer. Nous posons comme hypothèse que l'obligation qui sera la moins chère à livrer à la date d'échéance du contrat à terme est celle qui est la moins chère à livrer à la date de transaction initiale du contrat à terme.

#### **Produits dérivés utilisés aux fins d'appariement**

##### *Sélection des contrats à terme boursiers sur titres à revenus fixes*

Une étude de Louis Gagnon (1996) démontre la supériorité du contrat à terme sur acceptations bancaires canadiennes de trois mois (BAX) et du contrat à terme sur obligations du gouvernement du Canada de dix ans (CGB) (vs contrats à terme américains) afin de couvrir l'exposition au risque de taux d'intérêt au Canada. Une mise à jour de cette étude par Claude Lapointe (1999) confirme également cette supériorité.

Nous proposons donc l'utilisation des contrats à terme boursiers canadiens comme produits dérivés. Étant donné la composition du portefeuille de l'assureur, nous utilisons les CGB vendus à la Bourse de Montréal.

##### *Caractéristiques des CGB*

Ces contrats sont négociés sur le plancher de la Bourse de Montréal et viennent à échéance quatre fois par année soit en mars, juin, septembre et décembre. La valeur nominale d'un CGB est de

100 000 \$ par contrat et l'obligation de référence est l'obligation du gouvernement du Canada portant des coupons au taux annuel de 9 %<sup>1</sup>. De plus, si le CGB est conservé jusqu'à échéance, il y a effectivement livraison d'une obligation admissible.

### *Prix des contrats à terme*

Nous utilisons comme prix de transaction des CGB les cours de clôture quotidiens de ces titres extraits des données historiques que l'on retrouve sur le site Internet de la Bourse de Montréal. Toutefois, comme les caractéristiques des obligations livrables peuvent différer de celles de l'obligation de référence, le prix facturé lors du règlement est le prix du contrat à terme multiplié par le facteur de concordance de l'obligation livrée.

### *Roulement*

Comme il n'y a habituellement pas de correspondance parfaite entre la période de couverture désirée et l'échéance des contrats à terme disponibles sur le marché boursier, deux techniques de couverture sont possibles :

- “*strip hedge*” : sélection d'un certain nombre de contrats ayant des échéances différentes ;
- “*rolling hedge*” : sélection de contrats avec la même date de livraison la plus rapprochée pour les remplacer par d'autres ayant des échéances plus éloignées.

Selon Khoury et Laroche (1996), dans le cas de portefeuilles obligataires de grande taille, la seconde stratégie de roulement est plus convenable, puisque le contrat le plus approprié quant à la largeur et à la profondeur du marché à Montréal est celui dont l'échéance est la plus rapprochée. Nous utiliserons donc comme contrat à terme de couverture les contrats ayant l'échéance la plus rapprochée et la position sera «roulée» à tous les trois mois.

### *Prix de roulement des contrats à terme*

Lorsqu'un contrat à terme détenu par un investisseur arrive à échéance mais que l'investisseur veut continuer à investir sur le même marché, il devrait renverser la position qu'il détient à échéance et acheter un nouveau contrat à terme. Au lieu de faire ceci, les courtiers sur le marché lui permettent de payer le prix de roulement pour détenir un contrat à terme de l'échéance suivante.

Les données réelles des prix de roulement ne sont pas disponibles, étant donné que ces prix ne sont pas directement cotés en bourse. Les négociateurs de la Caisse de dépôt et placement du Québec nous proposent une approximation des prix de roulement comme étant une moyenne des différences entre le prix du contrat "front" (qui va venir à échéance) et le prix du contrat "next" (qui va devenir le "front" à la prochaine date de roulement) sur les 4<sup>e</sup> et 5<sup>e</sup> journées précédant la date d'échéance du contrat à terme.

### *Obligation la moins chère à livrer*

Comme les contrats à terme sur obligations gouvernementales permettent de livrer plusieurs obligations différentes de l'obligation sous-jacente, le vendeur d'un contrat à terme a intérêt à utiliser l'obligation la moins chère à livrer au moment du règlement. L'obligation la moins chère à livrer est celle, parmi les obligations livrables, qui minimise l'écart entre le prix au comptant de l'obligation et le prix de règlement du contrat à terme au moment de sa signature multiplié par son facteur de concordance. L'obligation la moins chère à livrer se détermine donc comme suit:

$$\text{MIN} [P - (FR \cdot X)],$$

où :

$P$  : valeur marchande de l'obligation livrable;

$FR$  : prix de règlement du contrat à terme;

$X$  : facteur de concordance de l'obligation livrable.

Pour calculer le facteur de concordance, il s'agit de déterminer le prix de l'obligation livrable en date du premier jour du mois de livraison, en supposant que son rendement exigé est égal au taux de coupon de l'obligation de référence et de diviser ce prix par la valeur nominale de l'obligation. Aux fins de notre analyse, nous utilisons les facteurs de concordance publiés par la Bourse de Montréal.

### *Nombre de contrats à terme à transiger*

Selon Fabozzi (1999), la formule approximative suggérée pour déterminer le nombre de contrats à terme à transiger pour ajuster la durée d'un portefeuille à un niveau voulu (cible) est la suivante :

$$N = \frac{(D_T - D_I)}{D_F P_F} P_I,$$

où :

$N$  : nombre de contrats à terme à transiger ;

$D_T$  : durée modifiée cible du portefeuille ;

$D_I$  : durée modifiée initiale du portefeuille ;

$D_F$  : durée modifiée de l'actif sous-jacent au contrat à terme ;

$P_I$  : valeur marchande du portefeuille initial ;

$P_F$  : valeur marchande du contrat à terme.

Pour un assureur, le portefeuille cible est celui du passif et le portefeuille initial est le portefeuille d'actifs. De plus, comme les valeurs marchandes de l'actif et du passif ne sont pas nécessairement toujours égales, nous devons introduire deux valeurs marchandes différentes. La formule approximative devient alors la même que celle obtenue à partir de l'égalité des dollars-durée, soit :

$$N = \frac{D_P P_P - D_A P_A}{D_F P_F}.$$

## □ Appariement

Dans cette étude, nous comparons deux types d'appariement.

- *Appariement traditionnel* - Nous utiliserons, comme actifs financiers traditionnels, les actifs couramment transigés par l'assureur aux fins d'appariement. Étant donné l'importance des obligations du Québec dans le portefeuille de l'assureur, nous avons choisi l'obligation du Québec à longue échéance (~10 ans) la plus régulièrement transigée par l'assureur, soit l'obligation d'Hydro-Québec d'échéance du 15 février 2007, ainsi qu'un titre à court terme (Bons du trésor de la province de Québec, 3 mois). L'assureur nous a confirmé que les taux offerts par Hydro-Québec sont identiques à ceux offerts par la province de Québec.
- *Appariement par produits dérivés* - Tel que justifié précédemment, nous avons choisi les CGB vendus à la Bourse de Montréal.

### Appariement différentiel d'un segment

Tous les mois, nous devons calculer les quantités de chacun des actifs à transiger et ce, pour chacune des deux méthodes d'appariement. Pour ce faire, nous procéderons simplement par

résolution d'une équation définie en termes de dollars-durée. La dollars-durée est égale à la multiplication de la valeur marchande par la durée. Les calculs requis sont légèrement différents, dépendamment de la catégorie des actifs utilisés pour fins d'appariement.

### *Appariement à l'aide d'obligations*

En premier lieu, nous calculerons les variables dollars-durée de l'actif (*DDA*) et du passif (*DDP*). Nous poursuivrons ensuite avec le calcul des transactions nécessaires pour faire en sorte que ces deux variables deviennent égales.

Nous calculerons la durée de l'actif à plus long terme (obligation) utilisé pour fins d'appariement (*DX*). L'autre actif utilisé pour fins d'appariement (*Y*) est un titre d'échéance 3 mois et sa durée est donc de 0,25.

Par la suite, nous calculerons la *VM* des titres (obligations et titres à court terme) à acheter/vendre pour fins d'appariement (*VMXY*) par résolution de l'équation suivante.

– Si  $DDP < DDA$  :

$$DDP - DDA = 0,25 VMXY - (DX \cdot VMXY).$$

Ainsi, dans ce cas, il faut réduire la durée des actifs. Pour ce faire, nous vendrons pour une valeur marchande de *VMXY* \$ des actifs *X* (obligations) et achèterons avec cette valeur *VMXY* \$ des titres à court terme.

– Si  $DDP > DDA$  :

$$DDP - DDA = (DX \cdot VMXY) - 0,25 VMXY.$$

Dans ce cas, il faut allonger la durée des actifs. Pour ce faire, nous vendrons, pour une valeur marchande de *VMXY* \$, des titres à court terme et achèterons avec cette valeur *VMXY* \$ des actifs *X*.

– Si  $DDP = DDA$  :

aucune transaction nécessaire à cette date autre que le roulement des *CGB*, s'il y a lieu.

Finalement, à partir de la valeur marchande calculée ci-dessus (*VMXY*), nous déterminerons le nombre d'obligations à transiger. Pour les fins de l'étude, nous poserons comme hypothèse qu'il est possible de transiger une fraction d'actifs. Cette hypothèse évitera que notre conclusion soit affectée par des différences inhérentes à la quantité transigée.



### *Appariement à l'aide de contrats à terme (ici des CGB)*

Nous calculerons d'abord la durée du contrat à terme (*DCT*) utilisé pour fins d'appariement. Par la suite, nous calculerons la valeur marchande des contrats à terme à transiger pour fins d'appariement (*VMCT*) par résolution de l'équation suivante :

$$DDP - DDA = (DCT \cdot VMCT).$$

Ainsi, s'il faut réduire la durée des actifs ( $DDA > DDP$ ), nous vendrons des contrats à terme pour une valeur marchande de *VMCT* \$. Inversement, s'il faut augmenter la durée des actifs ( $DDA < DDP$ ), nous achèterons des contrats à terme pour une valeur marchande de *VMCT* \$.

Finalement, à partir de la valeur marchande calculée ci-dessus (*VMCT*), nous déterminerons le nombre de contrats à terme à transiger. Pour les fins de l'étude, nous poserons également comme hypothèse qu'il est possible de transiger une fraction des contrats à terme.

#### **Frais de transaction**

Pour les obligations, nous avons demandé à l'assureur de nous fournir son échelle de frais effectivement payés pour ces transactions. L'assureur a pu établir qu'il y a une différence d'environ 0,05 \$ entre le cours acheteur et le cours vendeur d'une obligation de 5 ans et moins. Pour les obligations de plus de 5 ans, la différence entre les deux cours est d'environ 0,10 \$. Pour tenir compte des frais de transaction, nous avons donc supposé ces différences entre les cours acheteur et vendeur des obligations.

Pour ce qui est des bons du trésor, selon l'assureur, l'écart entre le cours vendeur et acheteur est d'environ 3 points de base. Nous utilisons donc cette hypothèse pour tenir compte des frais de transaction afférents à ces titres.

Pour les contrats à terme, quoique l'assureur n'en transige pas, il nous a indiqué qu'un frais fixe de 10 \$ par contrat à terme transigé est exigé.

#### **Comparaison des deux méthodes d'appariement**

Pour les deux méthodes, nous débutons notre étude avec les mêmes montants d'actif et de passif. En cours d'étude, les montants de passif demeureront identiques, puisque nous avons posé comme hypothèse que le portefeuille de l'assureur était

«fermé» au début de la période d'étude. Pour ce qui est de l'actif, en raison encore de l'hypothèse de portefeuille fermé, les seuls flux monétaires différents entre les deux méthodes sont directement attribuables à l'appariement à l'aide d'actifs financiers différents.

Pour déterminer la méthode d'appariement la plus efficace, nous comparerons donc les montants totaux d'actifs accumulés à la fin de la période d'étude. De plus, puisque théoriquement il devrait y avoir une différence au niveau des frais de transaction, nous les comparerons également.

## ■ AJUSTEMENT DU RATIO DE COUVERTURE LORS DE L'APPARIEMENT PAR DES CONTRATS À TERME

Comme point de départ, pour l'appariement des durées, nous avons posé la formule suivante pour déterminer le nombre de contrats à terme à transiger ( $N$ ) :

$$N = \frac{D_P P_P - D_A P_A}{D_F P_F}$$

où :

$D_P$  : durée modifiée du passif ;

$D_A$  : durée modifiée de l'actif ;

$P_P$  : valeur marchande du passif ;

$P_A$  : valeur marchande de l'actif.

Cette formule suppose que les variations de rendements du portefeuille d'actifs de l'assureur sont égales aux variations de rendements de l'obligation sous-jacente au contrat à terme, soit l'obligation du Canada 10 ans ; c'est-à-dire :

$$\frac{dR_A}{dR_F} = \frac{dR_J}{dR_F}$$

où :

$R_A$  : rendement du portefeuille d'actifs ;

$R_J$  : rendement de l'obligation sous-jacente au contrat à terme ;

$R_F$  : rendement du contrat à terme.

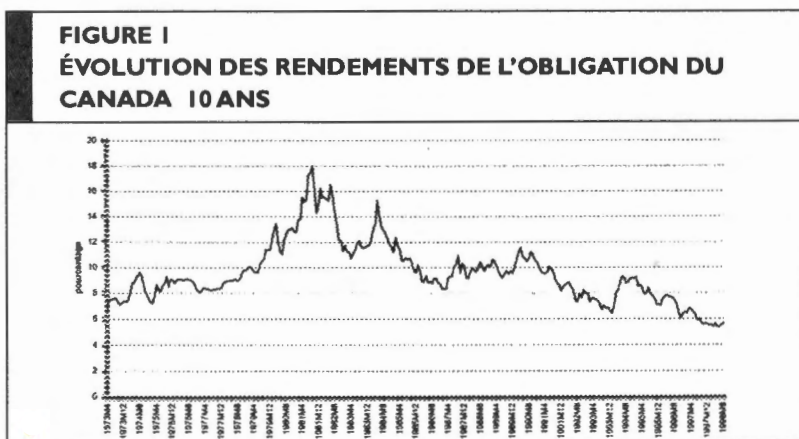
Il est nécessaire de vérifier si cette hypothèse est justifiée pour le portefeuille faisant l'objet de cette étude. Nous allons donc valider si :

$$\frac{dR_A}{dR_j} = 1.$$

Tel que mentionné précédemment, le portefeuille de l'assureur est composé à 92 % d'obligations, dont seulement 3 % sont des obligations du gouvernement du Canada alors que plus de 70 % sont des obligations du gouvernement du Québec. La balance du portefeuille est composée en majorité d'obligations de différentes municipalités québécoises. De plus, notons que plus de 75 % des obligations du gouvernement du Québec détenues par l'assureur ont une échéance supérieure à 5 ans. Étant donné cette prépondérance marquée d'obligations du Québec à long terme, nous avons décidé d'utiliser, comme obligation de référence du portefeuille de l'assureur, une obligation du gouvernement du Québec d'échéance 10 ans. Nous comparerons donc les rendements des obligations du gouvernement du Québec 10 ans à ceux des obligations du gouvernement du Canada 10 ans (obligation sous-jacente au CGB).

Les rendements des deux obligations précédentes nous ont été fournis par le ministère des Finances du Québec pour tous les mois allant de mars 1973 à août 1998. Notre échantillon est donc composé de 305 données.

La figure 1 qui suit présente l'évolution des rendements mensuels de l'obligation du Canada 10 ans de mars 1973 à août 1998.



La figure 2 présente l'évolution des rendements de l'obligation du Québec 10 ans au cours de la même période.

**FIGURE II**  
**ÉVOLUTION DES RENDEMENTS DE L'OBLIGATION DU QUÉBEC 10 ANS**



À première vue, il y a lieu de croire que les données sont non stationnaires. Pour le confirmer, nous allons effectuer le test statistique de racines unitaires de Dickey-Fuller. Ce test permet de vérifier le caractère aléatoire des données ; c'est-à-dire qu'il valide la stationnarité des données. Dans la mesure où les données seraient non stationnaires, l'utilisation des variations de rendement plutôt que des rendements eux-mêmes serait privilégiée.

Le test de racines unitaires consiste à tester si  $\beta = 0$  dans les équations de régression suivantes (avec et sans tendance) :

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \beta y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

où :

$y_t$  : rendement de la période  $t$  ;

$y_{t-1}$  : rendement de la période  $t-1$  ;

$\Delta y_{t-1}$  : variation du rendement de la période  $t-1$  ;

$\beta$  : coefficient à estimer ;

$\alpha_1$  : coefficient à estimer ;

$\alpha_0$  : constante à estimer ;

$\varepsilon_t$  : terme aléatoire.

Si le résultat du test indique que  $\beta = 0$ , cela signifie que les données sont non stationnaires. Les résultats suivants nous confirment donc que les rendements des deux obligations sont non stationnaires, même à un niveau de confiance de 10 %.

**TABEAU I**  
**RÉSULTATS DU TEST DE RACINE UNITAIRE**  
**SUR LES VARIABLES  $C_{10}$  ET  $Q_{10}$**

Variable	t-test	Valeurs critiques des trois niveaux de confiance		
		10 %	5 %	1 %
$C_{10}$ (Constante, sans tendance)	- 1,24	- 2,57	- 2,86	- 3,43
$C_{10}$ (Constante, avec tendance)	- 1,75	- 3,13	- 3,41	- 3,96
$Q_{10}$ (Constante, sans tendance)	- 1,48	- 2,57	- 2,86	- 3,43
$Q_{10}$ (Constante, avec tendance)	- 2,13	- 3,13	- 3,41	- 3,96

En effet, le test de Dickey-Fuller nous permet de rejeter l'hypothèse de racine unitaire si la valeur du test statistique (t-test) est inférieure à la valeur critique du niveau de confiance retenu. Ainsi, comme toutes les statistiques calculées sont supérieures aux valeurs critiques, nous acceptons l'hypothèse que ( $\beta = 0$ ) et nous pouvons donc conclure que les données  $C_{10}$  et  $Q_{10}$  sont non stationnaires.

Étant donné ces résultats, nous avons défini de nouvelles variables  $y_t$  représentant les variations de rendements (obligations du Canada -  $VC_{10}$  et obligations du Québec -  $VQ_{10}$ ). Pour valider la stationnarité de ces variables, nous allons effectuer à nouveau le test statistique de racine unitaire de Dickey-Fuller. Les résultats suivants présentent des statistiques  $t$  toujours inférieures aux valeurs critiques; ce qui nous permet de rejeter l'hypothèse que  $\beta = 0$ . Le test nous confirme donc que les variations des rendements des deux obligations sont en effet stationnaires.

**TABLEAU 2**  
**RÉSULTATS DU TEST DE RACINE UNITAIRE**  
**SUR LES VARIABLES  $VC_{10}$  ET  $VQ_{10}$**

Variable	t-test	Valeurs critiques des trois niveaux de confiance		
		10 %	5 %	1 %
$VC_{10}$ (Constante, sans tendance)	- 4,11	- 2,57	- 2,86	- 3,43
$VC_{10}$ (Constante, avec tendance)	- 4,24	- 3,13	- 3,41	- 3,96
$VQ_{10}$ (Constante, sans tendance)	- 4,23	- 2,57	- 2,86	- 3,43
$VQ_{10}$ (Constante, avec tendance)	- 4,33	- 3,13	- 3,41	- 3,96

Étant donné ces résultats, nous utiliserons les variations de rendement des deux obligations afin de tester leur corrélation entre elles. Les tableaux suivants présentent les statistiques descriptives des variables retenues ( $VC_{10}$  et  $VQ_{10}$ ) ainsi que l'analyse de corrélation entre ces variables.

**TABLEAU 3**  
**STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES VARIABLES  $VC_{10}$  ET  $VQ_{10}$**

	$VC_{10}$	$VQ_{10}$
Moyenne	- 0,482%	- 0,439%
Médiane	0,000	0,000
Mode	0,000	0,000
Écart type	0,475	0,474
Variance de l'échantillon	0,226	0,224

**TABLEAU 4**  
**ANALYSE DE CORRÉLATION ENTRE LES VARIABLES**  
**VC<sub>10</sub> ET VQ<sub>10</sub>**

	VC <sub>10</sub>	VQ <sub>10</sub>
VC <sub>10</sub>	1,00	
VQ <sub>10</sub>	0,96	1,00

La lecture du tableau 3 nous permet de conclure à une grande similarité des statistiques descriptives des deux variables étudiées. De plus, ces deux variables sont fortement corrélées entre elles, puisqu'elles présentent un coefficient de corrélation de 96 %. Mais est-il justifié de supposer un ratio des variations de rendement des deux obligations de 1 ?

Avec l'objectif de répondre à cette question, nous avons effectué une régression sur le logiciel SHAZAM par la méthode des moindres carrés ordinaires. Nous avons utilisé les variations de rendement de l'obligation du Québec 10 ans (VQ<sub>10</sub>) comme variable expliquée et les variations de rendement de l'obligation du Canada 10 ans (VC<sub>10</sub>) comme variable explicative :

$$VQ_{10_t} = \alpha + \beta VC_{10_t} + \varepsilon_t.$$

De plus, nous avons effectué la régression sur trois échantillons différents, soit :

Échantillon 1 : toutes les données disponibles, de mars 1973 à août 1998.

Échantillon 2 : de janvier 1990 à août 1998.

Échantillon 3 : 60 mois avant l'étude, soit de janvier 1992 à décembre 1996.

Les résultats suivants ont été obtenus.

**TABLEAU 5**  
**RÉSULTATS DE LA RÉGRESSION**

Échantillon	$\alpha$	$\beta$	$R^2$	Statistique t	
				$\beta = 0$	$\beta = 1$
1	0	0,958	0,92	60,1	- 2,65
2	0	1,064	0,95	43,5	2,62
3	0	1,101	0,96	38,2	3,50

Le tableau précédent nous présente des coefficients de détermination entre 92 % et 96 %, ce qui confirme la corrélation élevée entre les deux variables. De plus, comme les coefficients  $\beta$  sont près de 1 pour chacun des trois échantillons, nous avons testé l'hypothèse que  $\beta = 1$  dans l'équation de régression. La dernière colonne du tableau 5 présente les résultats obtenus pour ce test. Comme toutes les statistiques  $t$  en valeur absolue sont supérieures à 2, nous devons rejeter cette hypothèse, et ce, pour les trois échantillons. Il serait donc injustifié de faire l'hypothèse que :

$$\frac{dR_A}{dR_j} = 1.$$

En pratique, nous devons donc ajuster le ratio de couverture de la formule (4) dans le cas de l'appariement à l'aide de contrats à terme. Le ratio d'ajustement est en fait le  $\beta$  de la régression précédente. Nous proposons d'utiliser l'échantillon des 60 mois précédant la date de l'appariement avec un décalage d'un mois (afin de s'assurer de la disponibilité de la dernière donnée lors du calcul). Le tableau suivant présente les ratios de couverture.

**TABLEAU 6**  
**RATIO DE COUVERTURE**

Mois	$\beta$ 60 derniers mois
Janvier 97	1,099
Février 97	1,101
Mars 97	1,099



**TABLEAU 6**  
**RATIO DE COUVERTURE (suite)**

Mois	$\beta$ 60 derniers mois
Avril 97	1,099
Mai 97	1,094
Juin 97	1,093
Juillet 97	1,102
Août 97	1,095
Septembre 97	1,096
Octobre 97	1,097
Novembre 97	1,089
Décembre 97	1,088
Janvier 98	1,085
Février 98	1,084
Mars 98	1,083
Avril 98	1,085
Mai 98	1,084
Juin 98	1,076
Juillet 98	1,071
Août 98	1,071
Septembre 98	1,070
Octobre 98	1,077
Novembre 98	1,070
Décembre 98	1,070

## ■ RÉSULTATS

### Données au 31 décembre 1996

Pour les deux types d'appariement, nous avons débuté avec l'actif et le passif du segment visé au 31 décembre 1996, tel que fourni par l'assureur.

Nous remarquons que l'actif initial ne coïncide pas exactement avec le passif initial. En effet, comme nous effectuons la simulation pour un segment auquel sont rattachés des actifs précis au 31 décembre 1996, la différence d'actif se trouve dans le segment équité de l'assureur. Cette particularité n'a toutefois aucun impact sur l'étude, puisque nous avons un point de départ identique.

**TABLEAU 7**  
**DONNÉES AU 31 DÉCEMBRE 1996**

	Actif	Passif
Valeur	518 200 877 \$	519 002 468 \$
Durée	6,19	6,15

### Comparaison des deux méthodes d'appariement

Pour déterminer la méthode d'appariement la plus efficace, le tableau 8 compare les montants totaux d'actifs ainsi que les frais de transaction accumulés à la fin de la période d'étude.

**TABLEAU 8**  
**RÉSULTATS AU 31 DÉCEMBRE 1998**

Méthode	Actif	Frais accumulés
Traditionnelle	505 522 264 \$	60 565 \$
CGB 506	783 267 \$	11 069 \$

L'analyse du tableau précédent nous permet de conclure que la méthode d'appariement à l'aide des CGB a permis un rendement supérieur sur la période de deux ans visée par l'étude.

En effet, cette méthode d'appariement a permis d'accumuler un montant d'actif supplémentaire de 1 261 003 de dollars. Ce montant n'est toutefois pas élevé relativement à l'actif total du seg-

ment visé, puisqu'il ne représente qu'une différence de rendement annuel d'environ 12,5 points de base. Par contre, d'un autre point de vue, si les frais de transaction de l'assureur diminuaient de 0,65 million de dollars, cela ferait augmenter son bénéfice net d'environ 0,4 million de dollars. Si nous comparons maintenant ce montant supplémentaire à un bénéfice net annuel d'environ 12 millions de dollars, cela devient peut-être plus significatif. Il pourrait donc être intéressant pour l'assureur de considérer cette méthode.

Nous avons mentionné dès l'introduction qu'il devrait, en théorie, y avoir une différence au niveau des frais de transaction, et ce, à l'avantage des contrats à terme. En pratique, suite à notre étude, nous constatons que l'appariement à l'aide de contrats à terme a effectivement présenté des frais moins élevés d'environ 50 000 dollars sur 2 ans. Encore ici, cette différence n'est pas importante, si on l'exprime en fonction de l'actif total du segment, soit seulement environ 0,005 % annuellement. Par contre, nous pouvons également conclure qu'il a été cinq fois plus coûteux d'utiliser des obligations plutôt que des CGB.

De plus, nous constatons que la différence entre les frais de transaction des deux méthodes d'appariement n'explique qu'une portion de la différence de rendement total. En effet, nous obtenons environ 0,12 point de base de rendement supplémentaire en appariant à l'aide de CGB plutôt qu'à l'aide d'obligations. Cette différence est attribuable à l'impact des flux d'actifs différents transigés à des dates différentes et aux taux d'intérêt observés applicables à ces flux. Nous sommes conscients que ce résultat est directement relié aux taux observés sur cette période d'étude de 2 ans et qu'il serait alors très intéressant pour l'assureur, dans une étude ultérieure, d'effectuer des simulations supplémentaires à l'aide de scénarios d'intérêts différents pour tester la sensibilité des résultats à cette variable.

De plus, avant d'entreprendre concrètement l'appariement à l'aide de CGB, nous suggérons également qu'une autre hypothèse utilisée soit analysée davantage, soit celle de l'obligation sous-jacente au CGB la moins chère à livrer. Rappelons que nous avons supposé que l'obligation la moins chère à livrer à la date d'échéance du contrat à terme était celle qui était la moins chère à livrer à la date de la transaction d'achat ou de vente. Sur la période de cette étude, cette hypothèse a été vérifiée. Par contre, nous savons qu'il en a été autrement à l'occasion par la suite. Il serait donc intéressant d'analyser l'impact d'une variation de cette hypothèse sur les résultats.

Finalement, mentionnons que l'utilisation de produits dérivés n'a pas nécessairement les mêmes implications financières, fiscales, juridiques et comptables que l'utilisation d'obligations traditionnelles. Ainsi, avant d'aller de l'avant avec une nouvelle technique de couverture, ces points devraient être considérés par l'assureur.

## Bibliographie

- Babbel, D., «Asset-Liability Matching in the Life Insurance Industry», *The Financial Dynamics of the Insurance Industry*, E. Altman and I. T. Vanderhoof, editors, Irwin Press, 1994.
- Beaver, W.H. and G. Parker, *Risk Management, Problems and solutions*, McGraw Hill, New York, 1995.
- Colquitt, L.L. and R.E. Hoyt, «Determinants of Corporate Hedging Behavior : Evidence from the Life Insurance Industry», *The Journal of Risk and Insurance*, 64 : 649-671, 1997.
- Cummins, J.D. , R.D. Phillips, and S.D. Smith, «Corporate Hedging in the Insurance Industry : The Use of Financial Derivatives By U.S. Insurers», *North American Actuarial Journal*, Vol. 1, no 1.
- Fok, R.C., C. Carroll and M.C. Chiou, «Determinants of Corporate Hedging and Derivatives : A Revisit», *Journal of Economics and Business* 49 : 569-585, 1997.
- Froot, K.A. and J.C. Stein, «Risk Management, Capital Budgeting, and Capital Structure Policy for Financial Institutions : an Integrated Approach», *Journal of Financial Economics* 47 : 55-82, 1998.
- Garbade K. D., *Fixed Income Analytics*, 2<sup>e</sup> édition, Massachusetts Institute of Technology, 1998.».
- Green, W.H., *Econometric Analysis*, 3<sup>e</sup> édition, Prentice Hall, 1997.
- Hoyt, R. E., «Use of Financial Futures by Life Insurers», *The Journal of Risk and Insurance* 56 : 740-749, 1989.
- Hull, J.C., *Options, Futures and other Derivatives*, 3<sup>e</sup> édition, Prentice Hall, 1997.
- Khoury, N. et P. Laroche, *Options et contrats à terme*, 2<sup>e</sup> édition, Les Presses de l'Université Laval, 1996.
- Lamm-Tennant, J., «Asset/Liability Management for the Life Insurer : Situation Analysis and Strategy Formulation», *Journal of Risk and Insurance*, September 1989.
- Santomero, A.M., «Financial Risk Management : The Whys and Hows», *Financial Markets, Institutions and Investments*, December 1995.
- Smith, C.W., «Corporate Risk Management and the Insurance Industry», *Financial Management of Life Insurance Companies*, 1993.

## Note

1. Depuis la réalisation de cette étude, l'obligation de référence a été modifiée pour une obligation du Canada portant des coupons au taux annuel de 6 %.

## DÉRÉGLEMENTATION DES BONUS-MALUS EN ASSURANCE AUTOMOBILE ET INCITATIONS À LA SÉCURITÉ ROUTIÈRE : LE CAS DE LA FRANCE

par Nathalie Fombaron

### RÉSUMÉ

Cet article a pour objet de cerner les effets sur la sécurité routière de l'abandon du dispositif réglementaire français de bonus-malus. Il est montré qu'une déréglementation peut nuire à la sécurité routière car elle remet en cause la capacité des assureurs de s'engager à long terme sur le profil des primes, réduit la mobilité des assurés et fragilise le partage optimal entre assureurs des informations sur leurs assurés.

*Mots clés* : Assurance automobile, bonus-malus, concurrence, engagement, mobilité, réglementation, sécurité routière.

*Classification JEL* : D8.

### ABSTRACT

*The aim of this article is to assess the consequences entailed by a bonus-malus deregulation on road safety in France. Deregulation is shown to have a negative effect on road safety for the following reasons: it prevents long term commitment by the insurers, it reduces mobility of insurees and induces companies to keep private information on individual records in their data bases.*

*Keywords* : Automobile insurance, bonus-malus, commitment, competition, mobility, regulation, road safety.

*JEL Classification* : D8.

---

### L'auteur :

Nathalie Fombaron est professeure d'économie à l'Université de Paris X-Nanterre et chercheure au THEMA.

## ■ INTRODUCTION

Pour la Commission européenne, la législation française actuelle des bonus-malus en assurance automobile est contraire à la liberté de tarification prévue par la troisième directive en assurance non-vie. En vigueur depuis 1994, cette directive instaure un principe de liberté tarifaire, principe qui va à l'encontre de tout système s'accompagnant d'éléments obligatoires sur les tarifs.

Le système de bonus-malus français a la particularité de laisser toute liberté aux assureurs dans la détermination des primes de base mais d'imposer des coefficients de réduction et majoration (indexés sur la sinistralité) sur l'évolution des primes dans le temps.

Depuis 1997, la Commission européenne tente de convaincre la France d'abandonner son système de bonus-malus. Elle ne remet nullement en cause l'utilisation de coefficients de réduction et majoration de la prime de base. Ce que la Commission conteste, c'est que les compagnies d'assurances ne sont pas libres de moduler à leur guise les récompenses et punitions appliquées aux assurés, ni d'utiliser d'autres critères de prise en compte du passé de l'assuré que ceux prévus par la réglementation. Chaque assureur (y compris un assureur étranger désireux de s'implanter sur le marché français) devrait pouvoir selon Bruxelles déterminer la politique commerciale de son choix sans être contraint par ces dispositions législatives. Bruxelles reproche au système actuel d'être «inefficace», au sens où il serait possible d'offrir des primes plus intéressantes aux 60% des conducteurs détenant le bonus maximal. Face à ces reproches, les autorités françaises répondent que l'abandon du dispositif réglementaire profiterait certainement à cette population d'automobilistes mais agirait en défaveur des autres qui pourraient même rencontrer des difficultés pour s'assurer.

En mai 2001, Bruxelles a envoyé un avis motivé au gouvernement français, pour exiger de celui-ci qu'il se conforme au droit communautaire, faute de quoi le gouvernement risque d'être traduit devant la Cour de Justice des Communautés européennes. À la date du 13 novembre 2001, le gouvernement français, qui persiste dans son refus d'abandonner sa réglementation arguant que les principes de solidarité et de prévention routière doivent prévaloir sur celui de la concurrence, est dans l'attente de la réponse de la Commission européenne.

Des avis si divergents sur un sujet aussi préoccupant que la sécurité routière méritent que l'on s'attarde quelque peu sur les conséquences potentielles de l'abandon du dispositif réglementaire

actuel de bonus-malus. Sont esquissées ci-dessous les questions soulevées par une déréglementation des bonus-malus et les éléments de réponses apportés par l'analyse économique sur ces différents points.

1. Dans un contexte déréglementé, on devrait assister à une volonté croissante des assureurs d'améliorer les structures tarifaires et donc aboutir à des contrats plus incitatifs. Les compagnies pourraient notamment être amenées à pratiquer une double indexation (primes et couvertures) sur les sinistres, faute de quoi elles ne seraient pas compétitives sur le marché de l'assurance.

2. La déréglementation risque de compromettre la capacité des assureurs de s'engager sur le long terme vis-à-vis de leurs assurés. Le caractère incitatif des contrats d'assurance automobile peut être remis en cause en l'absence de crédibilité à long terme.

3. Paradoxalement, la déréglementation du système pourrait nuire à la concurrence du fait de la perte d'une information homogène sur la définition et l'évolution des barèmes tarifaires. On peut craindre un ralentissement de la mobilité des assurés du fait d'une difficulté croissante pour les bons conducteurs de faire état auprès d'une nouvelle compagnie d'une conduite antérieure irréprochable.

4. L'abandon d'un référentiel commun de bonus-malus pourrait également fragiliser le système de recensement des historiques des assurés centralisés par l'AGIRA et pourrait inciter les compagnies à développer parallèlement leur propre système de partage d'informations des fichiers clients.

La réflexion théorique, menée sous l'angle de la théorie des contrats, vise à appréhender les avantages et inconvénients d'un abandon du système de bonus-malus «à la française».

#### **Le mode d'indexation simplifié du dispositif actuel de bonus-malus est source d'inefficacités économiques**

Le système français actuel de bonus-malus est relativement simple comparativement à la complexité des contrats optimaux qui ressort des modèles théoriques. En particulier, dans le système actuel, seule la prime (et non la franchise) est indexée sur la sinistralité. Il est pourtant loin d'être évident que l'appât d'un bonus de prime (ou la crainte d'un malus) soit un argument suffisamment fort pour inciter les automobilistes à plus de prudence au volant. D'un point de vue théorique, il y a au contraire de bonnes raisons de penser que le bonus-malus devrait également s'appliquer à la

franchise (excepté en responsabilité civile). Une dégressivité de la couverture d'assurance avec le nombre d'accidents (clairement annoncée dans le système de bonus-malus) pourrait contribuer à responsabiliser davantage les automobilistes.

Dans la littérature théorique sur l'aléa moral, l'étude des contrats dynamiques met en évidence qu'une couverture constante dans le temps ne remplit pas les conditions d'incitations optimales (voir Chiappori et al., 1994, Lambert, 1983, Townsend, 1982 et Shavell, 1979). Le système actuel qui ne conditionne que la prime à l'indice de sinistralité n'est donc pas le meilleur qui puisse se concevoir d'un point de vue incitatif. Les modèles théoriques cités montrent comment les résultats obtenus dans un modèle classique de risque moral à une période évoluent lorsque l'on introduit une période supplémentaire dans la modélisation. Un effet mémoire (*experience rating*) apparaît, mais ce qui distingue le contrat optimal de la réglementation actuelle des bonus-malus, c'est que tous les termes du contrat doivent être concernés par le processus de mémoire.

Plus précisément, dans le contrat dynamique optimal :

– la prime exigée par un assureur à un ancien assuré est une fonction croissante du nombre d'accidents que cet assuré a subis antérieurement : ceci est conforme dans son principe au système français de bonus-malus;

– le degré de couverture pour la partie dommages est une fonction décroissante du nombre d'accidents antérieurs, ce qui est différent du système actuel (exception faite du cas où le taux de couverture tombe brutalement à zéro lors d'un refus d'assurance);

– en conséquence, les automobilistes qui ont des indices de sinistralité défavorables sont plus incités à conduire prudemment que ceux bénéficiant d'indices plus favorables<sup>1</sup> (du fait des différences de niveaux d'effort exigés par les termes du contrat «avec mémoire»).

Dans un marché déréglementé, les compagnies seraient certainement amenées à utiliser tous les éléments pertinents dont elles disposent pour définir leur structure tarifaire et l'évolution intertemporelle de ces tarifs et barèmes, faute de quoi elles ne seraient pas compétitives. Il est donc vraisemblable qu'une déréglementation des bonus-malus conduise à des pratiques de double indexation (primes et couvertures) sur les sinistres, sauf si les retombées en termes d'incitation ne justifient pas le coût de mise



en place puis de gestion de cette sophistication des barèmes indemnitaires.

Ainsi, la réglementation est source d'inefficacités économiques du fait du mode d'indexation simplifiée qu'elle impose aux sociétés d'assurances. Toutefois, il convient de nuancer les avantages liés à une sophistication d'un système tarifaire. Une double indexation pourrait en effet complexifier les barèmes tarifaires et rendre plus délicate la comparaison des différents contrats offerts sur le marché.

□ **La déréglementation peut compromettre la capacité des assureurs de s'engager à long terme sur le profil des primes**

La réglementation actuelle présente l'avantage de créer un engagement implicite des assureurs vis-à-vis de leurs assurés. Bien que les polices d'assurance automobile ne stipulent que les termes des contrats pour la période à venir, elles comportent certains effets d'engagement dans les termes des contrats futurs. Un système dans lequel l'évolution des termes des contrats est assujettie à une réglementation des coefficients de bonus-malus en fonction de la sinistralité permet aux assurés de calculer les primes espérées qu'ils verseront dans le futur dans toutes les situations possibles. L'obligation pour toutes les sociétés d'assurances d'appliquer les mêmes CRM (coefficients de réduction-majoration) permet ainsi à un assuré de calculer, à partir de la prime de base qu'un assureur fixe librement à une date  $t$  (la prime de base rappelons-le n'étant pas soumise à un quelconque dispositif tarifaire), les montants des primes qu'il sera amené à payer à ce même assureur aux dates  $t+1$ ,  $t+2$ ,... En d'autres termes, la présence d'une contrainte réglementaire sur l'évolution des termes futurs permet aux assureurs de proposer des contrats avec *plein engagement*, même si les contrats proposés ont une périodicité annuelle.

De ce fait, lorsqu'un assuré compare les contrats offerts par des compagnies différentes, il peut sur la base d'une simple comparaison des primes exigées en  $t$ , choisir la proposition qui lui sera la plus avantageuse à long terme. Les termes d'un contrat proposé aujourd'hui par un assureur reflètent la qualité des contrats qu'il proposera demain. Cette capacité d'engagement des assureurs risque d'être mise à mal dans le cas d'une déréglementation, dans la mesure où la complexité et la diversité des contrats les rendra plus opaques et plus difficiles à contester en cas de non-respect de certaines clauses d'indexation. La législation n'étant plus là pour

garantir l'évolution des termes des contrats futurs, le mécanisme de pénalités/récompenses risque ainsi de perdre de sa crédibilité. On peut par ailleurs craindre qu'en l'absence de réglementation des bonus-malus, certaines compagnies refusent un peu trop rapidement d'assurer les conducteurs devenus indésirables ou ce qui revient au même leur proposent, l'année qui suit un sinistre, une prime rédhitoire afin qu'ils résilient d'eux-mêmes leur contrat.

Afin d'évaluer l'impact de cette perte d'engagement sur le niveau d'effort des automobilistes, on considère deux systèmes de contrats dynamiques dans un contexte d'aléa moral : un dans lequel les contrats sont assujettis à la réglementation des bonus-malus et l'autre où les contrats sont libres de tout dispositif réglementaire (voir Fombaron, 2000, pour plus de détails sur la modélisation).

– Le premier système s'apparente au dispositif actuel de bonus-malus (sans toutefois en reproduire les spécificités dans le détail) dans la mesure où il suppose un engagement à long terme des assureurs. Les compagnies choisissent à une date  $t$  les primes et couvertures pour les périodes  $t$  et  $t+1$ . Ces contrats maximisent l'utilité espérée intertemporelle des assurés, sous les contraintes incitatives qui exigent des assurés qu'ils fournissent le niveau d'effort optimal à chaque période et ce, quelle que soit leur sinistralité (où  $V$  est l'espérance d'utilité sur une période) :

$$V(\pi_t, q_t, e_t) + \delta [p(e_t)V(\pi_{t+1,A}, q_{t+1,A}, e_{t+1,A}) + (1 - p(e_t))V(\pi_{t+1,N}, q_{t+1,N}, e_{t+1,N})]$$

sous les contraintes

$$e_t = e_t^*, \quad e_{t+1,A} = e_{t+1,A}^*, \quad e_{t+1,N} = e_{t+1,N}^*$$

avec  $e_t$  le niveau d'effort fourni par un assuré durant l'année  $t$  et  $e_{t+1,A}$ ,  $e_{t+1,N}$  les niveaux fournis dans l'année  $t+1$  s'ils ont subi respectivement 1 sinistre (A) et 0 sinistre (N) en  $t$ . D'autre part,  $\pi_t$  et  $q_t$  désignent respectivement la prime et l'indemnité pour l'année  $t$ ,  $\pi_{t+1,A}$  et  $q_{t+1,A}$  la prime et l'indemnité pour l'année  $t+1$  en cas d'accident en  $t$  et  $\pi_{t+1,N}$  et  $q_{t+1,N}$  la prime et l'indemnité en  $t+1$  en cas de non-accident en  $t$ . Enfin,  $p(e_t)$  représente la probabilité d'accident des assurés, fonction décroissante de l'effort.

Cette modélisation met en évidence qu'en présence d'engagement :

$$\pi_{t+1,N}^* < \pi_t^* < \pi_{t+1,A}^*, \quad q_{t+1,A}^* < q_t^* < q_{t+1,N}^* \text{ et } e_{t+1,N}^* < e_t^* < e_{t+1,A}^*$$

– Dans le système déréglementé, les assureurs ne sont plus tenus d'appliquer les CRM imposés par la législation. Ils peuvent donc réviser les termes des contrats de leurs anciens clients. Ainsi le programme de maximisation diffère du cas réglementé en ce sens que l'assureur propose en  $t+1$  de nouvelles primes et couvertures  $(\tilde{\pi}_{t+1,A}, \tilde{q}_{t+1,A})$  et  $(\tilde{\pi}_{t+1,N}, \tilde{q}_{t+1,N})$  qui donnent aux assurés une utilité espérée inférieure à celle du cas avec plein engagement :

$$\begin{aligned}\tilde{\pi}_{t+1,A} &\geq \pi_{t+1,A} \text{ et } \tilde{q}_{t+1,A} \leq q_{t+1,A} \\ \tilde{\pi}_{t+1,N} &\geq \pi_{t+1,N} \text{ et } \tilde{q}_{t+1,N} \leq q_{t+1,N}\end{aligned}$$

Si les assurés anticipent cette absence d'engagement, l'appât d'un bonus n'est plus crédible et à l'optimum, l'effet mémoire disparaît : il n'y a plus de raison d'indexer la prime et la couverture sur la sinistralité passée<sup>2</sup> et les vertus incitatives des contrats dynamiques disparaissent puisque les automobilistes fourniront à chaque période le même niveau d'effort (quel que soit leur indice de sinistralité) :

$$\pi_i^{**} = \pi_{i+1,A}^{**} = \pi_{i+1,N}^{**}, \quad q_i^{**} = q_{i+1,A}^{**} = q_{i+1,N}^{**} \text{ et } e_i^{**} = e_{i+1,A}^{**} = e_{i+1,N}^{**}.$$

La comparaison des deux modèles théoriques met en évidence que le niveau d'effort fourni est plus faible en l'absence de réglementation<sup>3</sup> :

$$e_i^{**} < e_i^*, \quad \forall t.$$

L'existence d'une législation commune sur les CRM semble donc avoir, à travers l'engagement implicite sur les contrats futurs, un impact positif sur l'incitation à la prudence des automobilistes. La perspective d'un système de pénalité / récompense défini *ex ante* est en effet un mécanisme plus incitatif qu'un système où les contrats ultérieurs ne sont pas garantis et sont donc révisés après observation du résultat de la première année.

#### □ La déréglementation du système pourrait réduire la mobilité des assurés

La réglementation est aussi susceptible d'avoir un impact déterminant sur la transmission des informations acquises par les assureurs sur leur clientèle (en tant que conducteurs et en tant qu'assurés) et donc sur l'intensité de la concurrence sur le marché de l'assurance automobile. La perte d'une information commune à tous les assureurs sur les antécédents des assurés (actuellement résumée par le CRM) risque de rendre le «relevé d'information»<sup>4</sup> moins pertinent qu'il n'est actuellement si chaque assureur a sa

propre définition de l'indice de sinistralité. De plus, si la comparaison des contrats est plus délicate pour les assurés, on peut craindre que les assurés fassent plus difficilement jouer la concurrence. Un bon conducteur pourra plus difficilement faire état de ses antécédents irréprochables auprès de la concurrence alors qu'un mauvais conducteur dissimulera plus facilement son passé accidentel en changeant de compagnie. Et l'on risque d'assister à un accroissement d'un phénomène déjà existant : une fidélisation des bons conducteurs et une mobilité des mauvais (à la recherche d'une compagnie daignant les assurer à un prix non rédhibitoire).

Pour évaluer les conséquences de la suppression du dispositif actuel sur la mobilité des assurés, on considère un modèle avec antisélection dans lequel coexistent deux types de risque : les «bas risques» et les «hauts risques», les seconds ayant une propension plus élevée de subir un accident que les premiers. De plus, ce modèle dynamique fait l'hypothèse d'asymétries informationnelles entre assureurs (Fombaron, 1997). Ces asymétries affectent la «contrainte de participation» de l'assuré : pour qu'un assuré choisisse de rester auprès de son ancien assureur, il faut que les compagnies rivales lui offrent des contrats moins attractifs que ce que lui offre sa compagnie actuelle. Or, si cette dernière détient plus d'informations sur ses antécédents que la concurrence, elle peut plus facilement le retenir que si la concurrence jouait sur des bases égales.

Quel que soit le régime considéré, l'assuré de type  $i$  maximise en  $t$  son utilité espérée intertemporelle (la présence du *Max* étant justifiée par le fait qu'un assuré changera de compagnie en  $t+1$  si la concurrence lui propose un contrat plus attractif) :

$$V_i(p_i, \pi_{ii}, q_{ii}) + \delta [p_i \text{Max}\{V_{t+1}(p_i, \pi_{t+1,ii,A}, q_{t+1,ii,A}), \\ V_{t+1}(\text{option de sortie})\}] + (1 - p_i) \text{Max}\{V_{t+1}(p_i, \pi_{t+1,ii,N}, q_{t+1,ii,N}), \\ V_{t+1}(\text{option de sortie})\}].$$

Afin de cerner les effets de la déréglementation sur le degré de mobilité des assurés, les caractéristiques d'un modèle avec réglementation sont comparées à celles d'un modèle libre de tout dispositif réglementaire dans lequel chaque assureur acquiert un pouvoir informationnel sur ses assurés. En d'autres termes, on compare les résultats de deux modèles dynamiques : un modèle qui fait l'hypothèse d'une information symétrique sur les assurés entre les compagnies et un modèle qui fait l'hypothèse inverse d'information asymétrique.

– Dans le modèle déréglementé, l'avantage informationnel acquis par une compagnie sur ses assurés fait qu'en  $t+1$ , chaque assureur peut rendre captive une certaine catégorie de sa clientèle, en l'occurrence les assurés qui n'ont pas subi de sinistre en  $t$  (cette catégorie préférant le contrat offert par son assureur initial à la meilleure alternative offerte par la concurrence) :

$$V_{t+1}(p_i, \pi_{t+1,i,A}, q_{t+1,i,N}) > V_{t+1}(\text{option de sortie})$$

$$V_{t+1}(p_i, \pi_{t+1,i,N}, q_{t+1,i,A}) \geq V_{t+1}(\text{option de sortie}).$$

Le reste de la clientèle est indifférente entre être fidèle à sa compagnie et changer d'assureur.

– Inversement, sous le dispositif actuel, aucune compagnie n'est censée détenir d'avantages informationnels, ce qui représente bien sûr une représentation volontairement schématique de la réalité. L'information étant symétrique entre les compagnies, il est plus difficile (plus coûteux) pour un assureur de retenir ses assurés que lorsque l'information est asymétrique. Il peut être plus explicitement montré qu'en  $t+1$ , la catégorie des assurés qui ont subi un accident en  $t$  est indifférente entre changer de compagnie et rester auprès de son assureur initial (l'option offerte par la concurrence étant aussi attractive que le contrat proposé par l'assureur initial). Il en va de même pour la catégorie de ceux qui n'ont pas subi d'accident en  $t$  :

$$\begin{aligned} \text{Max}\{V_{t+1}(\text{contrat offert par l'assureur initial}), V_{t+1}(\text{option de sortie})\} \\ = V_{t+1}(p_i, \pi_{t+1,i,A}, q_{t+1,i,A}) = V_{t+1}(\text{option de sortie}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Max}\{V_{t+1}(\text{contrat offert par l'assureur initial}), V_{t+1}(\text{option de sortie})\} \\ = V_{t+1}(p_i, \pi_{t+1,i,N}, q_{t+1,i,N}) = V_{t+1}(\text{option de sortie}). \end{aligned}$$

Cette modélisation suggère ainsi que la déréglementation devrait conduire à une moindre mobilité des assurés. La théorie semble en effet prédire que, si l'abandon de la législation actuelle se traduit par un appauvrissement de l'information inter-assureurs, l'on risque d'assister à une fidélisation des bons conducteurs et à une plus forte volatilité des mauvais.

#### **Déréglementation et rétention d'information par les compagnies**

En France, l'AGIRA (Association pour la Gestion des Informations sur le Risque Automobile) est un système centralisateur qui permet aux compagnies d'échanger des informations sur les

automobilistes. Un assuré automobile est fiché à l'AGIRA dès lors que son contrat fait l'objet d'une suspension (pour non-paiement de prime ou fausse déclaration de l'assuré) ou d'une résiliation (émanant de l'assureur ou de l'assuré et comprenant les non-renouvellements de contrats). Les compagnies transmettent elles-mêmes ces informations à l'AGIRA en précisant, outre le motif de résiliation ou de suspension d'un contrat, les circonstances du ou des sinistres (qui se sont produits lors des cinq dernières années) ainsi que le degré de responsabilité de l'assuré. Ce système joue un rôle essentiel dans la transmission entre assureurs des informations sur les individus, en tant qu'assurés et qu'automobilistes. Il complète le relevé d'information, car il fait plus qu'aider les assureurs à repérer les mauvais conducteurs et à vérifier la véracité des déclarations faites par un nouveau client désireux de souscrire un contrat. Il leur permet également d'identifier les mauvais payeurs, les fraudeurs qui bien souvent n'ont pas non plus une conduite exemplaire au volant.

Toutefois, ce système de centralisation est loin d'être parfait car la transmission des informations par les assureurs n'est pas actuellement obligatoire. Toutes les compagnies ne collaborent pas à ce système (seuls 800 000 automobilistes étaient recensés dans ce fichier en 1999) et l'on peut craindre que le pourcentage de non-participation s'accroisse à la suite de l'abandon d'une référence commune sur l'indice de sinistralité. De surcroît, les assureurs pourraient à terme être amenés à former des cartels d'information parallèlement au système centralisateur de l'AGIRA, à l'instar de ce qui est observé à plus grande échelle aux Etats-Unis (pour plus de détails sur les systèmes de partage d'informations américains, voir D'Arcy et Doherty, 1990). L'intérêt pour les compagnies appartenant à un cartel réside dans l'acquisition d'un pouvoir de marché via la création d'avantages informationnels sur la «frange concurrentielle».

Afin d'évaluer le rôle des organismes publics dans le recensement des informations sur les assurés dans un contexte déréglementé, nous pouvons considérer un modèle qui traite de façon endogène l'information privée détenue par les compagnies dans leurs fichiers clients. D'un point de vue théorique, il serait souhaitable (socialement) d'imposer à tous les assureurs de divulguer les informations qu'ils acquièrent périodiquement sur leurs assurés. Cependant, chaque compagnie a intérêt individuellement à ne pas rendre publiques les informations qu'elle a acquises tout en profitant des informations déclarées par la concurrence. Pour illustrer ce résultat, considérons un marché d'assurance sur

lequel chaque compagnie a le choix entre divulguer ou non l'information sur sa clientèle aux concurrents. Supposons qu'une compagnie *A* révèle correctement les informations qu'elle acquiert une année *t* tandis qu'une compagnie *B* ne joue pas le jeu en ne divulguant pas l'identité des mauvais payeurs, des mauvais conducteurs..., ou en ne révélant ces informations qu'avec «parcimonie»... Si un client de la compagnie *A*, désireux de changer de compagnie, sollicite un contrat auprès de *B*, cette dernière vérifie auprès du système centralisateur si cet assuré est fiché. Le cas échéant, la compagnie *B* s'abstiendra de lui faire une offre alléchante et le client restera assuré auprès de *A*. Si au contraire, il n'est pas fiché, *B* fera tout pour l'attirer chez elle en lui proposant une alternative plus attractive que celle que lui propose *A*. En revanche, si la compagnie *A* constate qu'un assuré de *B* n'est pas fiché, elle pourrait en déduire à tort que c'est un bon conducteur, et lui proposer un contrat alléchant. À court terme, la compagnie *B* se constitue ainsi une clientèle dont le risque est inférieur au risque moyen de la population alors que la compagnie *A* conserve ses mauvais risques et récupère de surcroît ceux de *B*. Il y a donc un intérêt pour chaque compagnie à dévier unilatéralement en pratiquant la rétention d'informations tout en profitant des révélations faites par la concurrence. Dans le modèle économique étudié, il n'existe donc pas d'équilibre stable dans lequel chaque compagnie aurait le choix entre partager ou non l'information. Il serait intéressant de prolonger ce modèle avec information inter-assureurs endogène en introduisant un système de contrôle aléatoire qui obligerait les compagnies à divulguer toutes leurs informations et qui les empêcherait de les falsifier. Un tel système pourrait exiger une certaine forme de réglementation.

## ■ CONCLUSION

Cet article avait pour objet de cerner les effets sur la sécurité routière de l'abandon du dispositif réglementaire actuel de bonus-malus. Les enseignements que l'on peut tirer de l'analyse théorique de modèles dynamiques avec aléa moral ou antisélection sont résumés ci-dessous. Si la réglementation française des bonus-malus est vouée à disparaître, les pouvoirs publics doivent :

– Faciliter la mise en oeuvre par les assureurs d'une double indexation sur la prime et sur le taux de couverture des contrats bonus-malus afin d'améliorer le caractère incitatif des contrats tout

en veillant à préserver une relative simplicité des contrats pour conserver une certaine transparence du marché;

– Permettre aux assureurs de s'engager sur les contrats futurs (via la législation) car les contrats avec engagement se révèlent être plus incitatifs que les contrats sans engagement. La forme usuelle d'engagement implicite dans les contrats d'assurance automobile est satisfaisante en présence de la législation actuelle sur les bonus-malus mais ne le sera plus en cas de déréglementation;

– Veiller à ce que le système centralisateur de l'AGIRA perdure après la suppression de la législation sur l'évolution des CRM afin de faciliter la mobilité des assurés et d'aviver la concurrence;

– Rendre obligatoire la transmission à l'AGIRA des informations acquises par les assureurs et assortir ce système d'un contrôle visant à dissuader les assureurs de pratiquer la rétention d'information.

À maintes reprises, cet article a souligné les inconvénients qu'il y aurait à abandonner le dispositif réglementaire des bonus-malus «à la française». Pour autant, le système actuel est loin d'être parfait : d'une part, il n'est pas économiquement efficace car les CRM ne s'appliquent qu'à la prime et pas au taux de couverture. D'autre part, il est important de souligner que l'engagement sur l'évolution des primes dans le long terme est de moins en moins respecté par les assureurs depuis que se dessine à l'horizon la perspective d'une déréglementation des bonus-malus français. Bon nombre d'assureurs n'hésitent déjà plus à réviser annuellement la prime de base, le risque de sanction lié à de telles pratiques étant devenu quasiment nul. Enfin, les statistiques françaises récentes sur le nombre de victimes des accidents de la route rappellent que le rôle préventif du système bonus-malus dans la sécurité routière est encore loin d'être démontré et confirment l'idée selon laquelle la réflexion autour des bonus-malus ne doit pas s'arrêter à la seule question de savoir s'il doit être déréglementé ou non pour des raisons de concurrence.

## □ Bibliographie

Chiappori P.A., Macho I., Rey P., Salanié B. (1994), «*Repeated Moral Hazard : The Role of Memory, Commitment and the Access to Credit Markets*», *European Economic Review* 38, 1527-1553.

Commission Consultative de l'Assurance (1991), «*Rapport sur le bonus-malus en Assurance*», juillet.



- D'Arcy, S.P., Doherty, N. (1990), «*Adverse selection, Private Information and Lowballing in Insurance Markets*», *Journal of Business* 63, 145-164.
- Fombaron, N. (1997), «*Contrats d'assurance dynamiques en présence d'antisélection : les effets d'engagement sur des marchés concurrentiels*», thèse de doctorat, Université de Paris X-Nanterre.
- Fombaron, N. (2000), «*L'impact sur la sécurité routière d'une déréglementation des systèmes de bonus-malus en assurance automobile : un modèle d'aléa moral répété*», Mimeo.
- Lambert R. (1983), «*Long Term Contracts and Moral Hazard*», *Bell Journal of Economics* 14, 441-452.
- Shavell S. (1979), «*On Moral Hazard and Insurance*», *Quarterly Journal of Economics*, 93, 541-562.
- Townsend R. (1982), «*Optimal Multiperiod Contracts and the Gain from Enduring Relationships under Private Information*», *Journal of Political Economy* 90, 1166-1186.

## □ Notes

1. Par souci de simplification, seul le phénomène d'aléa moral est modélisé dans les travaux cités dans cette section. Excluant ainsi l'antisélection, il n'y a pas de «bas» et de «hauts risques» mais uniquement des automobilistes dont la probabilité d'accident dépend de leur volonté de conduire prudemment.

2. Le phénomène d'antisélection pourrait justifier à lui seul la présence d'une indexation des contrats sur la sinistralité mais le modèle étudié se focalise sur les incitations à la prudence au volant donc sur le phénomène d'aléa moral.

3. Il est à noter que la comparaison des niveaux d'effort est faite ici sous l'hypothèse d'absence d'épargne. Pour une modélisation de l'épargne dans le cadre d'aléa moral répété, voir Chiappori et al., 1994.

4. Le relevé d'information est le document que tout assureur français est obligé de délivrer à un assuré qui en fait la demande, et qui retrace le passé de cet assuré. Le Code des Assurances prévoit que ce document comporte la date de souscription du contrat, le numéro d'immatriculation du véhicule, les nom, prénom, date de naissance du souscripteur, le numéro et la date de délivrance du permis de conduire, le nombre d'accidents, leur nature et leur date de survenance au cours des cinq périodes annuelles précédant l'établissement du relevé ainsi que la part de responsabilité retenue, et le coefficient de réduction/majoration appliqué à la dernière échéance annuelle.



## UN MODÈLE DE TARIFICATION OPTIMAL POUR L'ASSURANCE AUTOMOBILE DANS LE CADRE D'UN MARCHÉ RÉGLEMENTÉ : APPLICATION À LA TUNISIE

par Olfa N. GHALI

### RÉSUMÉ

L'objet de cet article est d'analyser le système de tarification de l'assurance automobile tunisienne à l'aide d'un modèle de tarification optimal. Pour ce faire, nous utilisons un modèle de tarification basé sur les caractéristiques des individus et leur nombre d'accidents passés (Lemaire 1995, Dionne et Vanasse, 1992). Notre base de données, qui s'étale sur cinq ans (1990-1995) et contient 46 337 observations, nous a permis d'estimer, à partir de données annuelles et à l'aide des modèles de comptage (Poisson et binomiale négative), l'importance relative des facteurs qui expliquent le nombre d'accidents durant une période et de construire des tables bonus-malus optimales. Nous arrivons à la conclusion que d'autres variables que la puissance et l'usage des véhicules (qui sont utilisées comme seuls critères de tarification dans la régime actuel) sont significatives pour expliquer le nombre d'accidents (région de résidence de l'assuré, les garanties auxquelles il souscrit, la marque et l'âge de l'automobile) et que, par ailleurs, la table bonus-malus adoptée par le ministère des Finances n'est pas optimale.

*Mots clés* : Information privée, sécurité routière, bonus-malus, tarification de l'assurance automobile, modèles de comptage.

### ABSTRACT

*This article is intended to analyze the Tunisian automobile insurance rating system, using an optimal rating model. In this regard, we apply a rating model based on the characteristics of policyholders and their number of past accidents (Lemaire 1995, Dionne and Vanasse 1992). Our data base is structured for a five-year period (1990-1995) and contains 46,337 observations, allowing us to evaluate, from*

### L'auteure :

Olfa N. Ghali est enseignante à l'Institut Supérieur de Gestion de Tunis, Université de Tunis. Elle a effectué cette recherche, en partie, au Centre de recherche sur les transports de l'Université de Montréal. Elle remercie deux arbitres pour leurs commentaires et Mathieu Maurice pour son aide dans les estimations.

*annual data with the use of models for count data (Poisson and negative binomial), the relative importance of factors explaining the number of accidents during a period and to build up optimal bonus-malus tables. We come to the conclusion that other variables than the power and the use of vehicles (which are the two rating criteria in the actual regime) are significant to explain the number of accidents (insured residence, insured coverages, model and age of vehicles) and also, in other respects, that the bonus-malus table put in place by the ministry of Finance is not optimal.*

*Keywords : Private information, road safety, bonus-malus, automobile insurance rating, count data models.*

## ■ INTRODUCTION

Le système de tarification automobile utilisé en Tunisie, instauré en 1993, se base essentiellement sur la puissance et l'usage de l'automobile, et d'un système bonus-malus pour la responsabilité civile. Il est réservé à l'usage privé et appliqué selon la même règle à tous les assurés par toutes les compagnies d'assurances.

Le principal problème de l'assurance automobile en Tunisie est le faible niveau des primes, déterminées par le ministère des Finances, pour les différentes catégories de véhicules en fonction de la hausse croissante des coûts. En règle générale, ce secteur connaît de longs délais dans les règlements des sinistres et est affecté par des problèmes de manque de clarté et de différends (les délais de dédommagement sont très longs) entre assureurs et assurés.

Nous nous proposons, dans cette étude, de formaliser un modèle optimal de tarification basé sur les caractéristiques des assurés (un modèle a priori) et sur le nombre d'accidents passés des individus (un modèle a posteriori), afin d'ajuster les primes individuelles selon le degré de risque intrinsèque à travers le temps, de sorte que chaque assuré paye une prime proportionnelle à sa fréquence d'accident et que l'assureur soit financièrement équilibré. Le modèle utilisé s'inspire de deux recherches à ce sujet (Lemaire, 1995 ; Dionne et Vanasse, 1992).

Les données sur lesquelles nous allons nous baser pour constituer notre modèle sont celles d'une compagnie d'assurances privée qui détenait plus de 7 % du marché d'assurance automobile en 1994 et dont la clientèle était distribuée dans toutes les régions du pays. Cette base de données s'étale sur cinq ans (1990-1995) et

est composée des variables suivantes: sexe, région de résidence (gouvernorat), puissance de l'automobile, marque de la voiture, nombre d'accidents, ... Elle nous permettra d'estimer, à partir des modèles de comptage (Poisson et binomiale négative), l'importance relative des facteurs qui expliquent le nombre d'accidents durant une période et de construire des tables bonus-malus optimales.

Les bonus-malus ont été introduits dans la littérature économique avec l'apparition des contrats d'assurance sur plusieurs périodes. Ces contrats sont justifiés, en général, par la présence d'asymétrie d'information entre assurés et assureurs (sélection adverse et risque moral). Le bonus-malus est un mécanisme qui ajuste les paramètres des contrats d'assurance en fonction de l'expérience passée des assurés. Par exemple, on peut ajuster la prime selon les accidents passés des individus ou le nombre de points d'inaptitude accumulés (Dionne et Vanasse, 1992, 1997). C'est une tarification a posteriori qui révisé la tarification a priori, en ajustant l'information des critères de classification des risques. En effet, l'expérience montre que l'utilisation des variables observables pour estimer le risque d'un assuré ne fournit pas toujours une segmentation assez précise de la population. Les classes de risque sont encore hétérogènes après tarification a priori. Le système bonus-malus permet d'améliorer la tarification a posteriori en utilisant l'information révélée par les accidents passés de l'assuré, et donc de rendre les classes de risque plus homogènes. Il permet aussi de maintenir les incitations à la prudence et de réduire les inefficacités associées au risque moral (Boyer et Dionne, 1989 ; Henriot et Rochet, 1991 ; Bressand, 1993 ; Dionne et al., 1992, 1997).

La justification de l'utilisation du bonus-malus est aussi associée à l'équité, qui consiste à faire payer aux assurés des primes correspondantes à leur niveau de risque (Lemaire, 1985 ; Dionne et al., 1992, 1997).

La méthodologie utilisée pour estimer la fréquence d'accidents individuelle est celle proposée par Dionne et Vanasse (1992), qui consiste à utiliser des modèles de distribution Poisson et binomiale négative (voir aussi Van Eeghen, Greup, and Nijssen, 1983 ; Ferreira, 1974 ; Van Der Laan, 1988 ; Cameron et Trivedi, 1986) avec composante de régression, afin d'utiliser toute l'information disponible sur l'individu dans l'estimation de la distribution d'accidents. Elle permet également de développer un système

bonus-malus qui intègre en même temps l'information a priori et a posteriori sur une base individuelle.

Notre apport personnel, dans cette étude, consiste, après avoir testé ce genre de modèle sur des données tunisiennes, à intégrer d'autres variables de tarification a priori (marque, puissance, âge de l'automobile et types de garanties auxquelles l'assureur souscrit) et de comparer la table bonus-malus optimale à celle appliquée par le ministère des Finances.

L'article est divisé en huit sections. La section 1 décrit le système bonus-malus tunisien, la section 2 présente les modèles économétriques de comptage pour la distribution d'accidents utilisés comme modèle d'estimation, la section 3 est consacrée à la description des données et variables, la section 4 explique comment sont construites les variables et quelles sont leurs significations, la section 5 décrit nos attentes vis-à-vis des signes des coefficients de l'estimation économétrique. La section 6 présente les résultats des analyses économétriques et leurs interprétations. La section 7 décrit le modèle de bonus-malus optimal établi par Dionne et Vanasse (1992) et, enfin, la section 8 est une application du modèle de la section 7. La conclusion résume les résultats obtenus et aborde des suggestions pour des études ultérieures.

## ■ DESCRIPTION DU MARCHÉ DE L'ASSURANCE AUTOMOBILE EN TUNISIE

Avec un très faible taux de pénétration, 1,7% du P.I.B. seulement (contre 6,7% U.E.), l'assurance en Tunisie connaît un développement très marginal, qui contraste avec un potentiel assurable énorme.

24 compagnies d'assurance exercent en Tunisie, dont 17 sont résidentes et 7 ne le sont pas. Parmi les sociétés résidentes, on compte 11 compagnies d'assurances multi-branches, 3 sociétés spécialisées dans l'assurance vie, deux autres dans l'assurance crédit à l'exportation et une dans la réassurance.

Tous les produits d'assurance stagnent, hormis l'assurance automobile. Il est à l'origine (de 1979 à 1998) de 295,2 millions de dinars de déficit pour tout le secteur, soit 32,59 % des émissions de la branche et 9,17 % de l'ensemble des émissions. Pour certains assureurs, cette situation est due à une conjonction de plusieurs

facteurs. Dans un premier temps, le prix des assurances a stagné entre 1968 et 1975, alors que le prix des voitures et le montant des indemnités ont explosé. Ensuite, la révision très modérée des prix depuis 1975 n'a pas changé grand chose, même si la prime moyenne est passée de 100 dinars en 1987 à 189 dinars en 1998, une augmentation de 85 %. Mais cette hausse est insuffisante. Pour arrêter l'écart entre les indemnités et le chiffre d'affaire de la branche, on estime qu'il faut relever la prime minimale (responsabilité civile) de 25 à 30 %, ce qui est très loin de l'augmentation de 8,08 % de 1999.

Au regard de l'entreprise de l'assurance, cette branche s'accompagne de certaines contraintes liées à la gestion du risque, dont la maîtrise lui échappe.

Les primes responsabilité civile sont, en effet, fixées par le ministère des Finances et les indemnités par les magistrats ; l'assureur gère ce risque de manière passive, en ce sens où :

- d'une part, la tarification n'étant pas libre, il ne peut donc appliquer le taux technique, c'est-à-dire le prix du risque en fonction des résultats réels enregistrés ;
- d'autre part, les indemnités n'étant pas établies par des barèmes, mais fixées par les magistrats, l'assureur ne peut provisionner correctement les sinistres en suspens, qui subissent souvent d'énormes fluctuations, puisque chaque juridiction est souveraine dans la détermination de l'incapacité, la valeur du point et le mode de calcul du préjudice matériel moral.

Par ailleurs, en Tunisie, le taux d'accident mortel est supérieur à la moyenne mondiale, selon une étude réalisée par la Banque mondiale sur le secteur des assurances en Tunisie (1995) : pour un million de véhicules en circulation et 9 089 000 d'habitants, la Tunisie aurait pu afficher une moyenne de 1 950 décès contre 304 en moyenne en Europe. Ces chiffres ont été obtenus par extrapolation : en 1996, il y a eu 10 209 accidents ayant fait l'objet d'un procès-verbal de police pour 665 000 véhicules en circulation, avec 1 297 décès constatés. On explique ce taux d'accidents mortels très important par l'âge moyen du parc (50 % des véhicules ont plus de 10 ans d'âge), son manque d'entretien, l'état des routes et, surtout, le manque de vigilance des chauffeurs.

## ■ DESCRIPTION DU SYSTÈME BONUS-MALUS TUNISIEN

En application de la circulaire 3/91 du 17 août 1991 du ministère des Finances, le système bonus-malus a été adopté le 1<sup>er</sup> janvier 1992, et appliqué le 1<sup>er</sup> janvier 1993.

Le système bonus-malus n'est applicable qu'aux véhicules relevant de l'usage «privé» ou «affaire». La prime d'assurance varie à chaque échéance principale du contrat. Elle est déterminée en multipliant la prime de base pour la responsabilité civile (fixée par le ministère des Finances selon la puissance de la voiture) hors taxes par un coefficient de réduction ou de majoration fixé conformément au tableau 1.

Au 1<sup>er</sup> janvier 1992, tous les assurés ont été mis au niveau de la classe 9. Les déplacements sur l'échelle des classes s'opèrent selon le mécanisme qui suit.

- L'assuré qui ne cause aucun accident durant une année d'assurance bénéficie d'un rabais de prime (bonus) de 5 %. La prime diminue ensuite de 5 % pour chaque année sans accident. Les rabais cumulés ne peuvent toutefois jamais dépasser 40 % de la prime de base.
- L'assuré subit une majoration de prime s'il est responsable d'un ou plusieurs accidents durant une année d'assurance.

**TABLEAU I**  
**TABLE BONUS-MALUS TUNISIENNE**

Classes	Coefficients du niveau des primes	Classes	Coefficients du niveau des primes
17	200	8	95
16	160	7	90
15	140	6	85
14	130	5	80
13	120	4	75
12	115	3	70
11	110	2	65
10	105	1	60
9	100		



Cette majoration est de 10 % pour un accident, 30 % pour deux accidents et 100 % pour trois accidents et plus.

Le coefficient réduction-majoration acquis au titre du véhicule désigné au contrat est automatiquement transféré en cas de remplacement du véhicule ou en cas de changement d'assureur. Dans le cas où l'assuré ne peut pas justifier une assurance antérieure pour un véhicule en circulation, il est mis automatiquement à la classe 14, qui correspond au coefficient 130. Dans ce cas tout assuré qui dépasse la classe 14 dans la compagnie où il souscrit son assurance a intérêt de changer de compagnie d'assurance pour devenir inscrit comme nouvel assuré.

Les primes responsabilité civile en DT pour l'année 1998 (1 DT = 0,67 \$US) pour l'usage privé et affaire suivant la classe bonus-malus sont représentées dans le tableau 2.

Avant 1993, la prime tarifée pour la responsabilité civile était celle correspondant à la classe 09, c'est-à-dire qu'elle était

**TABLEAU 2**  
**PRIMES DE RESPONSABILITÉ CIVILE SUIVANT LA CLASSE**  
**BONUS-MALUS**

Classe	1A2CV	3A4CV	5A6CV	7A10CV	11A14CV	>=15CV
17	101,400	118,800	150,600	168,000	217,400	260,800
16	81,120	95,040	120,480	134,400	173,920	208,640
15	70,980	83,160	105,420	117,600	152,180	182,560
14	65,910	77,220	97,890	109,200	141,310	169,520
13	60,840	71,280	90,360	100,800	130,440	156,480
12	58,305	68,310	86,595	96,600	125,005	149,960
11	55,770	65,340	82,830	92,400	119,570	143,440
10	53,235	62,370	79,065	88,200	114,135	136,920
09	50,700	59,400	75,300	84,000	108,700	130,400
08	48,165	56,430	71,535	79,800	103,265	123,880
07	45,630	53,460	67,770	75,600	97,830	117,360
06	43,095	50,490	64,005	71,400	92,395	110,840
05	40,560	47,520	60,240	67,200	86,960	104,320
04	38,025	44,550	56,475	63,000	81,525	97,800
03	35,490	41,580	52,710	58,800	76,090	91,280
02	32,955	38,610	48,945	54,600	70,655	84,760
01	30,420	35,640	45,180	50,400	65,220	78,240

essentiellement basée sur l'usage et la puissance de l'automobile, plus un rabais pour certaines catégories professionnelles.

En 1999, une augmentation moyenne de 8,08 % des primes, toujours basées sur la puissance et l'usage de l'automobile, a été apportée au tableau précédent en application d'une circulaire du ministère des Finances.

Par ailleurs, un système de permis à points, institué par le nouveau code de la route, est entré en vigueur le 1<sup>er</sup> février 2000. Avec cette nouvelle réglementation, le conducteur se voit retirer un certain nombre de points toutes les fois qu'il commet une infraction. Le nombre de points retirés dépend de la gravité de l'infraction. À partir de 14 points, le conducteur se voit retirer son permis de conduire. Ce nouveau système a rapidement subi une modification importante par un décret, le 13 avril 2000, portant le capital alloué au permis de 14 à 25 points.

## ■ MODÈLES ÉCONOMÉTRIQUES DE COMPTAGE POUR LA DISTRIBUTION D'ACCIDENTS

Ce type de modèle a fait son apparition dans l'analyse économique récemment. Gilbert (1979) a utilisé ce genre de modèle pour estimer le nombre de fois où on fait les courses pour une période donnée, Hausman, Hall et Griliches (1984), pour le nombre de brevets déposés par les firmes, Cameron et Trivedi (1986), pour le nombre de consultations chez le médecin, Boyer, Dionne et Vanasse (1992) pour le nombre d'accidents, Winkelman (1994), pour expliquer le nombre de fois où les individus changent d'emploi. Les modèles de comptage sont souvent utilisés en biologie, car les phénomènes s'apparentent à des lois particulières, comme dans le cas du nombre d'accidents d'un individu.

### Le modèle de Poisson univarié (sans composante de régression)

Le nombre d'accidents dans lesquels un individu est impliqué durant une période donnée est une variable discontinue, qui prend des petites valeurs non négatives et entières. Il est donc logique de penser que la probabilité d'être impliqué dans un accident satisfait les conditions suivantes :

- la probabilité instantanée d’avoir un sinistre est proportionnelle à la longueur de la période considérée ;
- la probabilité instantanée d’un accident est constante sur la période considérée (le risque est stable dans le temps) ;
- la probabilité d’avoir plus d’un accident durant une période est faible ;
- les accidents sont indépendants entre eux.

La probabilité qu’un individu soit impliqué dans  $k$  accidents durant une période donnée est égale à :

$$P(k, \lambda) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!} , \quad (1)$$

$\lambda$  étant le paramètre de la loi de Poisson à estimer. Il représente la moyenne et la variance de la distribution.

Pour expliquer comment une telle variable discrète dépend d’autres variables, le modèle linéaire classique se révèle inadéquat pour principalement deux raisons : le nuage des observations n’a pas une forme adaptée à un ajustement linéaire (Gouriéroux, 1989), et l’hypothèse de normalité ne peut être posée, puisque la variable endogène prend un petit nombre de valeurs et ne peut pas prendre de valeurs négatives. La distribution de Poisson est traditionnellement retenue pour représenter la distribution des accidents, car elle satisfait ces hypothèses.

#### □ **Le modèle binomial négatif**

Utiliser une distribution Poisson pour représenter la distribution d’accidents d’un groupe d’individus suppose implicitement que les  $\lambda$  contiennent toute l’information pour expliquer la probabilité d’accidents. Cette caractéristique est très restrictive.

Si, d’autre part, nous supposons que les  $\lambda$  ne contiennent pas toute l’information et que, pour un individu donné, la distribution d’accidents suit une distribution de Poisson, il est approprié de supposer que  $\lambda$  suit une distribution  $\Gamma$  de paramètre  $a$  et  $\tau$ .

La fonction de distribution de  $\lambda$  est alors  $f(\lambda)$  :

$$f(\lambda) = \frac{\tau^a e^{-\tau\lambda} \lambda^{a-1}}{\Gamma(a)} . \quad (2)$$

La moyenne est égale à  $\frac{a}{\tau}$  et la variance à  $\frac{a}{\tau^2}$ . La fonction  $\Gamma(a)$  est la fonction Gamma.

La probabilité qu'un individu choisi au hasard ait  $k$  accidents est définie de la façon suivante (Lemaire, 1985 ; Boyer et al., 1992) :

$$P(k / a, \tau) = \frac{\int_0^{\infty} e^{-\lambda} \lambda^k f(\lambda) d\lambda}{k!} \quad (3)$$

$$= \frac{\Gamma(a+k)\tau^a}{\Gamma(k+1)\Gamma(a)(1-\tau)^{k+a}}$$

La moyenne est égale à  $\frac{a}{\tau^2}$  et la variance est égale à  $\frac{a}{\tau} \left(1 + \frac{1}{\tau}\right)$ .

□ **Les modèles de comptage avec caractéristiques des individus et leur application**

Supposons que la variable  $K_i$  est le nombre d'accidents dans lequel un individu  $i$  est impliqué dans une période donnée. Si  $K_i$  est indépendante des autres variables  $K_j$ , pour  $i \neq j$ , l'ensemble de ces variables suit une loi de Poisson de paramètre  $\lambda_i$ .

La forme fonctionnelle qui relie le paramètre  $\lambda_i$  aux caractéristiques individuelles est :

$$\lambda_i = \exp(X_i\beta) \quad (4)$$

où  $\beta$  est un vecteur de paramètres (mx1) à estimer et  $\lambda_i$  correspond à la moyenne et à la variance. L'emploi de l'exponentielle nous permet d'avoir une moyenne et une variance non négatives, ce qui exclut les modèles de régression linéaires.

Ainsi, la probabilité qu'un individu  $i$  soit impliqué dans  $k_i$  accidents pendant une période considérée est donnée par :

$$P(K_i = k_i) = \frac{e^{-\exp(X_i\beta)} \exp(X_i\beta)^{k_i}}{k_i!} \quad (5)$$

La fonction du maximum de vraisemblance est donnée par :

$$L(k_i, \beta) = \prod_{i=1}^n \frac{e^{-\exp(X_i\beta)} \exp(X_i\beta)^{k_i}}{k_i!} \quad (6)$$

La monotonie de la fonction logarithmique nous permet de maximiser le simple logarithme plutôt que la fonction elle-même.

Étant donné que la fonction logarithmique du maximum de vraisemblance n'est pas linéaire en  $\beta$ , le système d'équation doit être résolu en utilisant un algorithme itératif, comme dans la méthode de Newton Raphson (Gouriéroux, 1989) :

$$\beta^{t+1} = \beta^t - [H(\beta^t)]^{-1} g(\beta^t) , \quad (7)$$

où  $g(\cdot)$  dénote le gradient de la fonction logarithmique de vraisemblance et  $\beta^t$ , une valeur arbitraire de début. La procédure d'itération se termine lorsqu'un critère de convergence est satisfait (le logiciel Limdep permet de procéder facilement à l'estimation de  $\beta$ ).

La formulation précédente présente néanmoins deux inconvénients. D'une part, le modèle repose sur une hypothèse d'indépendance entre les événements successifs, et, d'autre part, l'espérance et la variance de  $k_i$ , sont égales par définition. De plus, les variables  $X_i$  expliquent à elles seules toutes les probabilités d'accidents. Ces deux propriétés ne correspondent pas toujours aux observations réalisées sur les accidents de la route.

Une solution pour remédier à ces problèmes est de supposer que le vecteur  $X_i$  des caractéristiques n'est pas suffisant pour capturer toutes les différences entre les individus et supposer que les caractéristiques additionnelles non observées peuvent être représentées par une variable aléatoire supplémentaire  $\varepsilon_i$ , de sorte que :

$$\lambda_i = \exp(X_i \beta + \varepsilon_i) , \quad (8)$$

où  $\varepsilon_i$  représente diverses erreurs dans la spécification du paramètre  $\lambda_i$  telles que l'oubli de variables explicatives inobservables ou le degré d'aversion au risque.

La probabilité marginale qu'un individu  $i$  soit impliqué dans  $k_i$  accidents devient alors :

$$\int P[k_i / X_i, \varepsilon_i] h(\varepsilon_i) d\varepsilon_i = \int \frac{e^{-(X_i \beta + \varepsilon_i)} \exp(X_i \beta + \varepsilon_i)^{k_i}}{k_i!} h(\varepsilon_i) d\varepsilon_i \quad (9)$$

où  $h(\varepsilon_i)$  est la fonction de densité de probabilité de  $\varepsilon_i$ , qui est la forme générale de la distribution de Poisson composée.

La forme particulière que nous allons considérer (Dionne et Vanasse, 1989) est d'écrire que :

$\lambda_i = \exp(X_i\beta + \varepsilon_i) = \exp(X_i\beta)\mu_i$  et en supposant que  $\mu_i$  suit une fonction de densité Gamma :

$$f(\mu) = \frac{\mu^{a-1} e^{-a\mu} a^a}{\Gamma(a)} \quad (10)$$

avec une moyenne égale à 1 (la moyenne de  $\varepsilon_i$  étant supposé égale à 0) et une variance  $1/a$ .

Étant donné que  $E(\varepsilon_i) = 0$  la moyenne de  $\lambda_i$  sera  $\exp(X_i\beta)$  et sa variance  $\frac{1}{a} \exp(X_i\beta)^2$ . En intégrant l'expression de la fonction de densité par rapport à la distribution d'accidents, nous trouvons :

$$P[K_i = k_i / X_i] = \int \frac{e^{-\exp(X_i\beta)\mu_i} [\exp(X_i\beta)\mu_i]^{k_i} \mu_i^{a-1} a^{-a\mu_i} a^a d\mu}{k_i! \Gamma(a)} \quad (11)$$

$$= \frac{\Gamma(k_i + a)}{k_i! \Gamma(a)} \left[ \frac{\exp(X_i\beta)}{a} \right]^{k_i} \left[ 1 + \frac{\exp(X_i\beta)}{a} \right]^{-(k_i+a)}$$

qui est l'expression de la distribution binomiale négative avec paramètres  $a$  et  $\exp(X_i\beta)$ . Sa moyenne est  $E(K_i) = \exp(X_i\beta)$  et sa variance

$$V(K_i) = E(\lambda_i) [ 1 + E(\lambda_i) \text{Var}(\varepsilon_i) ], \quad (12)$$

qui est alors une transformation croissante et convexe de la moyenne (McCullagh et Nelder, 1983).

□ **Les tests de spécification (Gilbert, 1979 ; Dionne et Vanasse, 1989 ; Cameron et Trivedi, 1986, 1990 ; Winkelman, 1994)**

Les problèmes de spécification des modèles de comptage tournent autour de la violation de l'hypothèse d'égalité de la moyenne et de la variance du modèle de Poisson ; il est donc logique de partir du modèle de Poisson pour les tests de spécification.

Pour les modèles sans composante de régression, il s'agit de tester l'alternative :

H0: Poisson  $\alpha = 0$

H1: binomiale négative  $\alpha > 0$ .

Nous allons considérer les tests utilisant les principes de Wald, du  $\chi^2$  *Goodness of fit statistic* et du ratio du maximum de vraisemblance. Ces deux derniers tests sont équivalents.

#### **Données et variables**

Notre base de données nous provient des fichiers «production automobile et sinistres» d'une compagnie d'assurances tunisienne importante, qui détient sept pour cent du marché de l'assurance automobile en Tunisie pour la période 1990 à 1995. Pour chaque assuré, nous avons pu dégager l'information suivante :

- le sexe ;
- le gouvernorat où il réside ;
- la puissance de son automobile ;
- la marque de sa voiture ;
- les garanties auxquelles il a souscrit (responsabilité civile, vol, incendie, dommages) ;
- l'âge de la voiture (nous ne disposons pas d'information sur l'âge pour toutes nos observations) ;
- la date des sinistres pour chacune des périodes 1990/1991, 1991/1992, 1992/1993, 1993/1994, 1994/1995) ;
- sa responsabilité dans le sinistre.

Afin d'éviter le problème des données manquantes, nous avons supprimé toutes les polices où il y avait un doute sur l'information reliée au sexe de l'assuré, à sa région de résidence, à la marque de son automobile ou bien aux dates de contrats.

Une fois les fichiers annuels nettoyés, le nombre d'observations retenues pour chaque année est de 7 549 pour la période 1990/91, 7 482 pour 1991/92, 9 641 pour 1992/93, 10 218 pour 1993/94 et 11 447 pour 1994/95.

La population de cette compagnie d'assurances devrait être représentative du comportement des conducteurs tunisiens, étant donné qu'elle détient des succursales dans presque tous les gouvernorats de la Tunisie et que les critères de tarification pour la responsabilité civile sont les mêmes pour toutes les compagnies. Il n'y a donc pas de concurrence de prix ou de marketing.

Par ailleurs, cette banque de donnée est intéressante, puisqu'elle nous permet d'avoir des statistiques individuelles sur plusieurs années (cinq ans) et, plus encore, elle nous permet d'étudier les fréquences d'accidents avant et après l'instauration du système bonus-malus (1992).

## ■ CONSTRUCTION ET SIGNIFICATION DES VARIABLES DU MODÈLE

En utilisant l'information contenue dans les fichiers de notre assureur privé, nous allons tenter de répondre à la question suivante : quel est le lien statistique entre le nombre d'accidents d'un individu, ses propres caractéristiques et les caractéristiques de son automobile ?

Dans cette partie, nous avons choisi de modéliser le risque d'accident automobile, quelle que soit la gravité de ceux-ci, mais en tenant compte du fait que l'assuré est responsable (le système bonus-malus tunisien se base sur la responsabilité civile).

La variable que nous tentons d'expliquer est la suivante (variable dépendante) : nombre d'accidents annuels avec responsabilité. C'est une variable discrète, prenant des valeurs non négatives, qui ne dépassent généralement pas cinq.

Ces variables explicatives sont décrites dans le tableau 3 suivant.

Les trois dernières variables du tableau 3 peuvent être considérées comme des variables de protection de l'assuré et donnent une information a priori sur le risque de l'assuré ou sur son aversion pour le risque.

## ■ ATTENTES VIS-À-VIS DES SIGNES DES COEFFICIENTS

Dans cette partie, nous allons tenter d'anticiper les signes des variables explicatives du modèle en nous basant sur les statistiques agrégées du pays et les études antérieures faites à ce sujet.



**TABLEAU 3**  
**LISTE DES VARIABLES UTILISÉES DANS L'ANALYSE**  
**ÉCONOMÉTRIQUE**

Variable	Définition
Sexe SexeH SexeF	Deux catégories dichotomiques groupe masculin (groupe de référence) groupe féminin
Code ville  Cville1 Cville2 Cville3 Cville4 Cville5 Cville6 Cville7 Cville8 Cville910  Cville12 Cv132023 Cv141517 Ck161819 Cvil2122	13 variables catégories qui tiennent compte du gouvernorat dans lequel l'assuré habite (en réalité, la Tunisie est divisée en 23 gouvernorats, mais nous avons fait des regroupements de certains gouvernorats, étant donné le faible taux d'assurés appartenant à certaines régions). Le critère de regroupement est le ratio nombre d'accidents en 1993/ nombre d'habitants de la région. Les régions présentant des ratios semblables ont été groupées le gouvernorat de Tunis est le groupe de référence 1 si l'assuré habite le gouvernorat de Sfax ; 0 sinon 1 si l'assuré habite le gouvernorat de Sousse ; 0 sinon 1 si l'assuré habite le gouvernorat de Nabeul ; 0 sinon 1 si l'assuré habite le gouvernorat de Bizerte ; 0 sinon 1 si l'assuré habite le gouvernorat d'Ariana ; 0 sinon 1 si l'assuré habite le gouvernorat de Ben Arous ; 0 sinon 1 si l'assuré habite le gouvernorat de Monastir ; 0 sinon 1 si l'assuré habite le gouvernorat de Médenine ou de Béjà ; 0 sinon 1 si l'assuré habite le gouvernorat de Mehdia ; 0 sinon 1 si l'assuré habite le gouvernorat de Gabès, Zaghouan ou Tozeur ; 0 sinon 1 si l'assuré habite le gouvernorat de Jendouba, Kasserine ou SidiBouazid ; 0 sinon 1 si l'assuré habite le gouvernorat de Kairouan, Kef ou Siliana ; 0 sinon 1 si l'assuré habite le gouvernorat de Tataouine ou Kébili ; 0 sinon
Âge de la voiture  Agev-3 Agev3a5 Agev6a8 Agev9a11 Agev12a14 Agev15a17 Agev18P	Sept catégories dichotomiques qui nous donnent une idée de l'état de la voiture utilisée. Ces variables n'ont pas été utilisées dans toutes les régressions à cause du grand nombre d'observations manquantes voiture âgée de moins de trois ans (groupe de référence) 1 si la voiture est âgée de 3 à 5 ans ; 0 sinon 1 si la voiture est âgée de 6 à 8 ans ; 0 sinon 1 si la voiture est âgée de 9 à 11 ans ; 0 sinon 1 si la voiture est âgée de 12 à 14 ans ; 0 sinon 1 si la voiture est âgée de 15 à 17 ans ; 0 sinon 1 si la voiture est âgée de plus de 18 ans ; 0 sinon

suite →

**TABEAU 3**  
**LISTE DES VARIABLES UTILISÉES DANS L'ANALYSE**  
**ÉCONOMÉTRIQUE (suite)**

Variable	Définition
<i>Marque de la voiture</i> France Italie Allemand Anglaise Asie Est Mardiv	<i>Sept catégories dichotomiques qui captent l'effet du pays d'origine de la voiture</i> voiture française (groupe de référence) 1 si la voiture est d'origine italienne ; 0 sinon 1 si la voiture est d'origine allemande ; 0 sinon 1 si la voiture est d'origine anglaise ; 0 sinon 1 si la voiture est d'origine asiatique (japonaise, coréenne, etc...) ; 0 sinon 1 si la voiture est d'origine de l'ex-Europe de l'est (polonaise, russe...etc.) ; 0 sinon 1 si autre que les marques citées ci-dessus ; 0 sinon
<i>Garantie</i> Inc Vol Dom	<i>3 catégories dichotomiques qui captent l'effet de protection de l'assuré</i> 1 si l'assuré assure sa voiture contre l'incendie ; 0 sinon 1 si l'assuré assure son automobile contre le vol ; 0 sinon 1 si l'assuré prend la garantie collision ; 0 sinon

En ce qui concerne la variable SexeF, nous nous attendons à ce qu'elle soit dotée d'un coefficient estimé de signe négatif car, d'après les statistiques de 1993 du ministère de l'Intérieur, seulement 3,31 % des accidents sont dus à la responsabilité civile des femmes. L'effet de la variable sexe est souvent relié à celui de l'âge de l'assuré (Dionne et Vanasse, 1992). Pour 1993, 29,96 % des accidents impliquent des jeunes âgés entre 20 et 30 ans, et 26,87 % impliquent ceux âgés entre 31 à 40 ans. Par contre, les accidents dont les personnes responsables sont âgées de plus de 41 ans sont en moyenne de 15 % et ne sont pas très importants par rapport aux accidents des gens qui ont moins de 20 ans, et qui représentent 12 % du total des accidents pour 1993 (il est à remarquer qu'en Tunisie, l'âge requis pour conduire est 20 ans). Mais comme nous ne détenons pas ce genre d'information, nous nous limiterons à l'impact de la variable sexe sur les fréquences d'accidents.

Pour la variable Cville, nous nous attendons à ce que la plupart des signes des coefficients des variables soient négatifs et significatifs, hormis pour les régions Cville2 (Sfax), Cville3 (Sousse) et Cville4 (Nabeul), à cause de leurs particularités. En effet, le gouvernorat de Sfax est très mouvementé, aussi bien sur

les plans économique, administratif et social, mais également à cause d'une autre particularité. En effet, cette région est caractérisée par un usage massif de véhicules à deux roues, comme les vélos et les motos, ce qui a un grand impact sur le nombre d'accidents automobiles. Sa situation géographique est aussi spéciale, puisque la route principale qui relie le nord au sud de la Tunisie traverse en long cette région.

En ce qui concerne les régions de Sousse et de Nabeul, situées sur la côte, elles génèrent des activités touristiques étrangères et tunisiennes très denses, surtout pendant la saison estivale, où le flux migratoire est très important.

Pour les variables marque et âge de la voiture, nous n'avons pas de prédiction a priori.

Les différentes variables reliées à la puissance de la voiture devraient présenter des coefficients positifs et significatifs, car plus la puissance est élevée, plus l'individu fera de la vitesse et provoquera ainsi plus d'accidents.

Les variables Inc et Vol ne devraient pas, a priori, nous donner d'idée sur le nombre d'accidents, puisqu'elles n'interviennent pas dans les activités de conduite de l'assuré et n'ont donc pas d'effet sur la probabilité d'accidents. Elles peuvent cependant nous indiquer le degré de riscophobie de l'individu, car plus un individu est riscophobe, plus il prendra de garanties supplémentaires.

En ce qui concerne la variable Dom, son coefficient devrait être positif et significatif.

## ■ ESTIMATIONS ET INTERPRÉTATIONS DES RÉSULTATS

Pour les besoins de notre modèle, nous avons procédé à deux sortes d'estimations :

- des estimations qui ne tiennent pas compte des caractéristiques des assurés : Poisson univarié et binomiale négative univariée ;
- des estimations qui tiennent compte des caractéristiques des individus et de leur voiture : Poisson et binomiale négative avec composante de régression.

Toutes les estimations ont été faites avec la méthode du maximum de vraisemblance.

## □ Résultats des estimations univariées

### *Le modèle de Poisson*

Pour les cinq périodes considérées (1990/91, 1991/92, 1992/93, 1993/94, 1994/95), nous avons procédé à des estimations à l'aide du modèle de Poisson (voir annexe pour les estimations) et nous avons obtenu les résultats du tableau 4.

<b>TABLEAU 4 RÉSULTATS DES ESTIMATIONS À L'AIDE DU MODÈLE DE POISSON UNIVARIÉ</b>			
<b>Période</b>	$\hat{\lambda}$	<b><math>\chi^2</math> Goodnes of fit statistic</b>	<b>Likelihood ratio</b>
1990/91	0,07074	50,49	- 2244,061
1991/92	0,08259	19,628	- 2194,329
1992/93	0,070736	8,637	- 2516,697
1993/94	0,074088	30,793	- 2770,741
1994/95	0,072861	80,807	- 3067,733

En utilisant les paramètres estimés, nous avons vérifié l'approximation des effets théoriques avec les effectifs observés. Nous avons obtenu de très mauvais résultats, puisque tous les  $\chi^2_{\text{Goodness of fit statistic}}$  calculés (Gilbert, 1979; Dionne et Vanasse, 1989; Lemaire, 1985) nous ont conduits à rejeter la distribution Poisson, donc à rejeter l'homogénéité des individus.

### *Le modèle binomial négatif*

Nous avons estimé les paramètres  $a$  et  $\tau$  pour les cinq périodes et nous avons obtenu les résultats du tableau 5.

Nous avons calculé les prédictions des fréquences d'accident à partir des paramètres estimés, que nous avons comparés aux observations (voir l'annexe pour les détails des calculs). Nous avons testé nos résultats avec le test du  $\chi^2_{\text{Goodness of fit statistic}}$ . Pour les cinq périodes, nous ne rejetons pas la binomiale négative.

**TABEAU 5**  
**RÉSULTATS DES ESTIMATIONS À L'AIDE DU MODÈLE**  
**BINOMIAL UNIVARIÉ**

Période	$\hat{a}$	$\hat{t}$	$\chi^2$ Goodness of fit statistic	Log Likelihood
1990/91	0,9445	11,228	1,52	-2232,939
1991/92	0,9538	11,548	0,0040	-2183,983
1992/93	1,3806	19,5176	0,041	-2511,578
1993/94	0,7655	10,332	0,049	-2753,939
1994/95	0,7160	9,827	1,155	-3047,120

Ces conclusions sont appuyées par le test du ratio du maximum de vraisemblance, qui consiste à calculer  $-2(LL_{\text{Poisson}} - LL_{\text{Binomiale négative}})$ , que l'on compare à la valeur critique du test pour un niveau de confiance de 5 % ( $\chi^2_{1,95\%} = 7,82$ ).

Les valeurs des ratios pour les cinq périodes sont représentées dans le tableau 6.

Pour les cinq années, les ratios sont supérieurs à la valeur critique 7,82, d'où le non-rejet de la binomiale négative.

Par ailleurs, les  $\alpha = \frac{1}{a}$  sont tous significatifs lorsqu'on leur applique un test de Wald  $H_0 : \text{Poisson } \alpha = 0$  vs  $H_1$ : binomiale négative avec  $\alpha \neq 0$ .

**TABEAU 6**  
**VALEURS DES RATIOS DU MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE**

Période	Log-Likelihood ratio
1990/91	22,224
1991/92	20,692
1992/93	10,238
1993/94	33,604
1994/95	41,226

Ceci revient à faire un test Student classique  $T = \frac{\alpha}{\sqrt{\text{Var}\alpha}} \xrightarrow{\text{asymptotiquement}} N(0,1)$ .

Le modèle binomial négatif représente donc bien la distribution d'accidents de notre échantillon. Avant de calculer les primes, il nous faut cependant intégrer à ce modèle les caractéristiques individuelles des assurés, afin d'isoler l'impact de chacune de celles-ci sur le nombre d'accidents. Cette méthode rejoint celle suggérée par Dionne et Vanasse (1989).

□ **Résultats des estimations de la binomiale négative avec composante de régression**

L'estimation des cinq périodes, en tenant compte des variables sexe, Inc, Vol, Dom, Puiss, Cville et Marque, nous a permis d'obtenir les paramètres  $\tilde{\alpha}$  et  $\hat{a}$  du tableau 7.

Nous constatons que les  $\tilde{\alpha}$  estimés pour les cinq périodes sont tous significatifs à 95 %, sauf pour la période 1992/93, où il n'est significatif qu'à 90 %, et d'une manière unilatérale. Ceci est tout à fait confirmé lorsqu'on effectue un test de Wald (Cameron et Trivedi 1986).

<b>TABLEAU 7 RÉSULTATS DES ESTIMATIONS À L'AIDE DU MODÈLE BINOMIAL NÉGATIF AVEC COMPOSANTE DE RÉGRESSION</b>			
<b>Période</b>	$\tilde{\alpha}$	$\hat{a}$	<b>Log-Likelihood</b>
1990/91	0,72314 (2,902)	1,3828	-2168,766
1991/92	0,55019 (2,127)	1,8175	-2099,649
1992/93	0,34548 (1,452)	2,894	-2433,970
1993/94	0,79565 (3,030)	1,2568	-2661,596
1994/95	0,80964 (3,498)	1,235	-2922,675

Nous avons comparé les  $\hat{a}$  avec la régression binomiale négative sans composante de régression et ceux obtenus avec la composante de régression (voir tableau 8).

**TABLEAU 8**  
**COMPARAISON DES RÉSULTATS AVEC LA BINOMIALE NÉGATIVE AVEC ET SANS COMPOSANTE DE RÉGRESSION**

Période	$\hat{a}_{\text{binomiale-négative univarié}}$	$\hat{a}_{\text{binomiale-négative multivarié}}$
1990/91	0,9445	1,3828
1991/92	0,9538	1,8175
1992/93	1,3806	2,894
1993/94	0,76552	1,2568
1994/95	0,7160	1,235

Nous constatons que les  $\hat{a}$  du modèle binomial négatif avec composante de régression sont tous plus grands que les  $\hat{a}$  du modèle univarié, autrement dit, que les  $\alpha = 1/a$  estimés (qui représentent les variances du terme d'erreur  $\varepsilon$  pour chacune des périodes) sont plus élevés pour la binomiale univariée. On en conclut qu'une partie de la vraisemblance est bien expliquée par les variables a priori (sexe, région, etc..).

Par mesure de précaution, nous avons également utilisé les mêmes variables pour faire des régressions Poisson avec la méthode du maximum de vraisemblance et avons comparé les logarithmes de vraisemblance des régressions Poisson et binomiales négatives pour les cinq années. Les résultats obtenus sont au tableau 9.

Sous l'hypothèse nulle, le test statistique est  $-2(LL_{\text{Poisson}} - LL_{\text{Binomiale Négative}})$  et ce ratio est asymptotiquement distribué comme un  $\chi^2_1$ . Les valeurs critiques du  $\chi^2$  sont, pour un niveau de confiance de 10 %, de 2,706 et, pour un niveau de confiance de 5 %, de 3,84. Pour la période 1992/93, nous rejetons le modèle de Poisson pour un niveau de confiance de 10 %, alors que pour les autres périodes, le modèle de Poisson est rejeté pour un niveau de confiance de 5 %. Nous avons également vérifié s'il y avait un gain à estimer le modèle binomial négatif avec une composante de régression par rapport à un modèle binomial univarié. Les calculs sont présentés dans le tableau 10.

**TABLEAU 9**  
**RÉSULTATS DU TEST DU RATIO DE MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE**  
**DES RÉGRESSIONS ENTRE LE MODÈLE DE POISSON AVEC**  
**COMPOSANTE DE RÉGRESSION ET LE MODÈLE BINOMIAL**  
**NÉGATIF AVEC COMPOSANTE DE RÉGRESSION**

Année	$-2(LL_{\text{Poisson}} - LL_{\text{binomiale-négative}})$
1990/91	13,392
1991/92	8,314
1992/93	3,288
1993/94	17,746
1994/95	20,724

**TABLEAU 10**  
**RÉSULTATS DU TEST DE RATIO DE VRAISEMBLANCE ENTRE**  
**LE MODÈLE BINOMIAL UNIVARIÉ ET LE MODÈLE BINOMIAL**  
**AVEC COMPOSANTE DE RÉGRESSION**

Période	Log-Likelihood ratio
1990/91	128,346
1991/92	168,668
1992/93	155,216
1993/94	183,966
1994/95	248,89

Sous l'hypothèse nulle, le test statistique du ratio du maximum de vraisemblance est asymptotiquement distribué comme un  $\chi^2_{30}$ . Pour toutes les années, nous rejetons l'hypothèse du modèle binomial univarié. La valeur critique du test à un niveau de confiance de 5 % est de  $\chi^2_{30,95\%} = 43,77$ .

Le modèle basé sur la distribution binomiale négative avec composante de régression n'est pas rejeté, car il représente de façon significative la distribution d'accident de notre échantillon. D'autre part, il nous permet d'estimer la probabilité d'avoir  $k = 0, 1, \dots$  etc. accidents. Chaque coefficient obtenu par ce type de



modèle s'interprète comme l'impact de la variable explicative sur le nombre d'accidents moyen estimé (voir Régression 4, en annexe).

En ce qui concerne les variables explicatives, la variable sexeF ne semble pas significative par rapport à sexeM, sauf pour l'année 1992. Ceci peut s'expliquer par le fait que notre échantillon est composé d'environ 25 % de femmes et 75 % d'hommes et que, d'autre part, nous n'avons pas d'information sur les groupes d'âge. Dionne et Vanasse (1992) ont obtenu des résultats de sorte que les hommes de moins de 35 ans ont moins d'accidents que le groupe de référence, les femmes âgées de moins de 19 ans. Ils ont aussi constaté que les hommes de moins de 35 ans n'ont pas plus d'accidents que le groupe de référence et, enfin, que les femmes de 35 et 65 ans représentent de faibles risques.

Les variables Inc et Vol ne sont pas significatives pour les cinq périodes, ce qui rejoint nos anticipations. En effet, s'assurer contre l'incendie et le vol ne modifie pas nos habitudes de conduite et ne diminue pas notre nombre d'accidents futurs. Par contre, ces variables peuvent nous renseigner sur le degré de riscophobie de l'individu.

La variable Dom est significative à 99 % pour toutes les périodes, sauf pour l'année 1990. Pour 1991/92, les individus qui s'assurent contre le dommage collision ont 2,5 fois plus de chances d'avoir des accidents par rapport à ceux qui ne prennent pas cette garantie, 3,35 fois plus en 1992/93, 2,72 fois en 1993/94 et, enfin, 2,95 fois en 1994/95. Ces résultats sont compatibles avec nos prévisions.

En ce qui concerne la variable Puiss, nous constatons que, d'une manière stable, les variables Puiss4 et Puiss5 ne sont pas significatives pour les cinq périodes par rapport à la variable Puiss-4 (groupe de référence). Les individus qui possèdent ce type de voiture n'ont donc pas plus d'accidents que ceux qui ont des voitures de puissance moindre.

La variable Puiss6 est significative pour les périodes 1990/91, 1992/93 et 1993/94. Puiss7, quant à elle, est significative pour les périodes 1990/91, 1991/92, 1993/94 et non significative pour les deux autres périodes. Puiss8 est significative pour toutes les années, sauf pour la période 1994/95. Puiss9 n'est significative que pour les années 1991/92 et 1993/94 et, enfin, Puiss10P est significative pour les périodes 1990/91, 1991/92 et 1992/93.

Nous pouvons donc conclure que les voitures de puissance de plus de 6 chevaux ont plus d'accidents que celles de moins de

4 chevaux, mais que le degré de risque des individus possédant ce genre de voitures n'est pas nécessairement croissant avec le degré de puissance de leur voiture, puisque les coefficients associés ne sont pas nécessairement croissants avec la puissance. Par exemple, pour la période 1993/94, les coefficients associés à la variable puissance augmentent pour Puiss6, diminuent pour Puiss7, remontent encore pour Puiss8, puis baissent à la Puiss9 et plus. Ceci peut dépendre de l'usage quotidien et non de l'automobile et de sa valeur monétaire. Un individu possédant une BMW 730 (Puiss11), sera plus prudent qu'un conducteur d'une Ford Escort (7 chevaux).

En ce qui concerne les régions (Cville), le signe associé aux coefficients des variables est toujours négatif, sauf quelquefois pour les régions 6 et 7, qui ont pour particularité d'être presque confondues avec la région de référence Tunis. La région 6 n'a d'ailleurs été significative que pour les périodes 1991/92, pour un niveau de confiance de 5 %, et pour l'année 1994, pour un niveau de confiance de 10 %. Quant à la région 7, elle n'a été significative que pour la période 1994/95.

La région de Sfax (Cville2) est significative pour toutes les années, sauf pour l'année 1994 (en 1994, d'après les statistiques, cette région a eu plus d'accidents au niveau agrégé que la région de Tunis).

La variable Cville3 (Sousse) est significative pour toutes les années, sauf pour la période 1990/91. Les variables Cville8, Cvil910, Cv132021, Cv141517 et Cvil2122 sont significatives pour les cinq périodes.

La région 12 n'est pas significative pour les périodes 1990/91 et 1994/95, et la variable Ck161819 n'a pas été significative pour les périodes 1993/94 et 1994/95. Ici, contrairement aux résultats obtenus par Dionne et Vanasse (1992) pour le Québec, nous confirmons l'usage de la zone géographique comme critère de tarification.

Concernant l'impact du pays d'origine de la voiture utilisée sur le nombre d'accidents, nous remarquons que l'origine de l'automobile n'explique pas le nombre d'accidents. La seule variable significative concernait les voitures fabriquées en Asie pour 1993/94, pour un niveau de confiance de 10 % et un signe négatif. Ce qui signifie que les voitures françaises ne sont pas impliquées dans plus d'accidents que les autres marques d'automobiles en Tunisie.

Nous avons repris les trois dernières périodes 1992/93, 1993/94, 1994/95, et nous avons fait des régressions en rajoutant des variables de classes d'âge des voitures. Les résultats obtenus sont présentés dans l'annexe (Régression 5).

Étant donné le manque d'observations concernant l'âge de l'automobile, nous avons perdu des assurés et nos observations annuelles ont été réduites à 7 542 (contre 9 641) pour 1992/93, 8 498 (10 218) en 1993/94 et 9 868 (11 447) en 1994/95.

Les  $\tilde{\lambda}$  estimés pour toutes les années sont très significatifs, selon un test de Wald.

Nous avons repris les mêmes observations pour chacune des périodes (lorsqu'on ajoute les classes d'âges) et nous avons refait nos régressions sans tenir compte des classes d'âges (Régression 6). Nous avons testé l'hypothèse de nullité de la variable âge de la voiture par l'intermédiaire d'un test du ratio de maximum de vraisemblance (Log-Likelihood ratio) et nous avons obtenu les résultats du tableau 11.

**TABLEAU 11**  
**RÉSULTATS DU TEST DU RATIO DU MAXIMUM DE**  
**VRAISEMBLANCE ENTRE LA RÉGRESSION SANS L'ÂGE DE**  
**L'AUTOMOBILE ET CELLE QUI TIENNT COMPTE DE L'ÂGE**

Période	$-2(LL_{\text{Régression sans l'âge}} - LL_{\text{Régression avec l'âge}})$
1992/93	9,65
1993/94	6,758
1994/95	17,776

À chaque fois, nous rejetons la régression sans l'âge pour un  $\chi^2_{6,95\%} = 1,635$ . La variable âge de l'automobile explique donc bien le nombre d'accidents.

## ■ DESCRIPTION D'UN SYSTÈME BONUS-MALUS OPTIMAL

Dionne et Vanasse (1992) ont critiqué les méthodes d'estimation proposées par Lemaire (1985), et Van Eeghen, Greup et

Nijssen (1983), car les tarifications a priori et a posteriori sont traitées séparément, comme des problèmes complètement différents.

En effet, ce genre de modèle consiste à utiliser des modèles de régression linéaire en une première étape, pour identifier les variables de classes de risques, déterminer les classes de tarif et calculer les primes de base (modèle a priori). Dans une seconde étape, des modèles de distribution binomiale négative univariée sont utilisés pour estimer les fréquences d'accident et les primes de base sont ajustées en fonction du temps et des expériences passées des individus. Le modèle proposé par Dionne et Vanasse englobe les deux processus de tarification, a priori et a posteriori, dans la même analyse et sur une base individuelle. En effet, les estimations des fréquences d'accident sont basées sur le modèle binomial négatif avec composante de régression, qui nous donne, en une seule fois, les coefficients significatifs et nous permet de calculer les fréquences d'accident individuelles pour la période suivante du contrat, selon les coefficients significatifs associés aux caractéristiques des assurés.

Comme nous allons le démontrer dans cette partie, le modèle développé par ces économistes est optimal, car non seulement il utilise la théorie bayésienne, mais il est équitable, car il fait payer à chaque assuré une prime proportionnelle à ses sinistres. De plus, il est équilibré financièrement, c'est-à-dire que la moyenne des primes est égale à la prime actuarielle moyenne.

Notre apport personnel par rapport à ce modèle est, après l'avoir testé avec des données d'un pays très différent de la province du Québec aux points de vue de la réglementation et de la tarification, d'introduire des variables différentes reliées aux caractéristiques de la voiture utilisée (marque, puissance, âge de l'automobile, garanties souscrites).

### *Le théorème de Bayes*

Si nous nous intéressons à la distribution a priori des accidents d'un individu ayant  $k$  accidents durant la période  $t$ , nous voulons vérifier, à l'aide du théorème de Bayes, que si la distribution a priori de  $\lambda$  est une Gamma de paramètres  $(a, \tau)$ , alors la distribution a posteriori est également une Gamma de paramètres  $(a + \bar{Y}_i, a + \bar{\lambda}_i)$ .

Supposons que la fréquence d'accidents d'un individu  $i$  pour la période  $j$  est  $\lambda_i^j(X_i^j, \mu_i)$ , fonction des caractéristiques de l'individu à la période  $j$  représentées par le vecteur  $X_i^j = (X_i^{1j}, \dots, X_i^{kj})$ .

Supposons que la variable aléatoire  $\mu_i$  a une fonction de densité de distribution  $f(\mu_i)$ . Supposons que  $Y_i^j$  représente le nombre d'accidents d'un individu  $i$  à la période  $j$ . L'assureur a besoin de calculer le meilleur estimateur de la vraie distribution du nombre d'accidents à la période  $t+1$ .

Si nous supposons que les  $i$  sont indépendants et identiquement distribués à travers le temps et que l'assureur minimise une fonction de perte quadratique, Dionne et Vanasse (1989) ont montré que le meilleur estimateur (sous des conditions similaires présentées par Lemaire 1985), est égal à :

$$\begin{aligned} & \lambda_i^{t+1}(Y_i^1, \dots, Y_i^t; X_i^1, \dots, X_i^t) \\ &= \int_0^\infty \lambda_i^{t+1}(X_i^{t+1}, \mu_i) f(\lambda_i^{t+1} / Y_i^1, \dots, Y_i^t, X_i^1, \dots, X_i^t) d\lambda_i^{t+1} \end{aligned} \quad (13)$$

où, par le théorème de Bayes :

$$\begin{aligned} & f(\lambda_i^{t+1} / Y_i^1, \dots, Y_i^t; X_i^1, \dots, X_i^t) \\ &= \frac{P((Y_i^1, \dots, Y_i^t) / \lambda_i^{t+1}; X_i^1, \dots, X_i^t) f(\lambda_i^{t+1})}{\bar{P}((Y_i^1, \dots, Y_i^t) / X_i^1, \dots, X_i^t)} \end{aligned} \quad (14)$$

et par définition :

$$\begin{aligned} & \bar{P}((Y_i^1, \dots, Y_i^t) / X_i^1, \dots, X_i^t) \\ &= \int_0^\infty P((Y_i^1, \dots, Y_i^t) / \lambda_i^{t+1}, X_i^1, \dots, X_i^t) f(\lambda_i^{t+1}) d\lambda_i^{t+1} \end{aligned} \quad (15)$$

Lorsqu'on applique le modèle de distribution binomiale négative, la probabilité de la séquence  $(Y_i^1, \dots, Y_i^t)$ , étant donné le vrai nombre espéré d'accidents à  $t+1$  et les caractéristiques des individus, est une distribution Poisson à  $t$  dimensions.

$$P((Y_i^1, \dots, Y_i^t) / \lambda_i^{t+1}; X_i^1, \dots, X_i^t) = \frac{e^{-\sum_{j=1}^t \lambda_j^i} \prod_{j=1}^t (\lambda_j^i)^{Y_i^j}}{\prod_{j=1}^t (Y_i^j!)} \quad (16)$$

où :

$$\lambda_i^j = \exp(X_i^j \beta) \mu_i \equiv \dot{\lambda}_i^j \mu_i, \quad (17)$$

La distribution non conditionnelle de  $(Y_i^1, \dots, Y_i^t)$ , lorsque  $\mu_i$  suit une distribution Poisson avec une moyenne égale à 1 et une variance  $\alpha=1/a$ , est donnée par :

$$\bar{P}(Y_i^1, \dots, Y_i^t / X_i^1, \dots, X_i^t) = \frac{\Gamma(a + \bar{Y}_i) a^a \prod_{j=1}^t \dot{\lambda}_i^{Y_i^j}}{\prod_{j=1}^t (\dot{\lambda}_i^{j!}) \Gamma(a + \bar{\lambda}_i)^{\bar{Y}_i + a}} \quad (18)$$

où :

$$\bar{Y}_i = \sum_{j=1}^t Y_i^j \quad \text{et} \quad \bar{\lambda}_i = \sum_{j=1}^t \dot{\lambda}_i^j \quad (19)$$

Lorsqu'on utilise le théorème de Bayes, on vérifie que :

$$f(\lambda_i^{t+1} / Y_i^1, \dots, Y_i^t; X_i^1, \dots, X_i^t) = \frac{[a + \bar{\lambda}_i]^{\bar{Y}_i + a} e^{-\mu_i(a + \bar{\lambda}_i)} \mu_i^{a-1 + \bar{Y}_i}}{\Gamma(a + \bar{Y}_i)} \quad (20)$$

correspond à une distribution Gamma avec paramètres  $(a + \bar{Y}_i, a + \bar{\lambda}_i)$ .

Ainsi, l'estimateur bayésien optimal de la fréquence d'accident d'un individu  $i$  est :

$$\lambda_i^{t+1}(Y_i^1, \dots, Y_i^t; X_i^1, \dots, X_i^t) = \dot{\lambda}_i^{t+1} \left[ \frac{a + \bar{Y}_i}{a + \bar{\lambda}_i} \right]. \quad (21)$$

Lorsque  $t = 0$   $\hat{\lambda}_i^1 = \dot{\lambda}_i^1 = \exp(X_i^1 \beta)$ , ce qui implique qu'à la première période, il n'y a qu'une classification a priori utilisée.

Un tel système de primes possède les propriétés suivantes.

– La prime ne dépend que du nombre total d'accidents sur les  $t$  années, et non de leur séquence.

– Ce système bonus-malus est financièrement équilibré, c'est-à-dire que  $E(\lambda_i^{t+1}) = \dot{\lambda}_i^{t+1} = \exp(X_i^{t+1} \beta)$  est égale à :

$$\int_0^{\infty} \sum_{Y_i'} \dot{\lambda}_i^{t+1} \left[ \frac{a + \bar{Y}_i}{a + \bar{\lambda}_i} \right] P((Y_i^{t+1}, \dots, Y_i') / \lambda_i^{t+1}; X_i^1, \dots, X_i^{t+1}) f(\lambda_i^{t+1}) d\lambda_i^{t+1} \quad (22)$$

ce qui est équivalent à :

$$\dot{\lambda}_i^{t+1} \left[ \frac{a}{a + \bar{\lambda}_i} + \frac{\bar{\lambda}_i}{a + \bar{\lambda}_i} \right] = \dot{\lambda}_i^{t+1} \left[ \frac{a + \bar{\lambda}_i}{a + \bar{\lambda}_i} \right] = \dot{\lambda}_i^{t+1} \quad (23)$$

Cet estimateur définit la prime pure et correspond à la formule du multiplicateur de tarif lorsque la prime de base est la fréquence a priori ( $\lambda_i^{t+1}$ ), et que le facteur bonus-malus est représenté par l'expression entre parenthèses. La valeur du facteur bonus-malus est égale à 1 dans l'équation (23), lorsque  $E(\bar{Y}_i / X_i) = \bar{\lambda}_i$ .

## ■ APPLICATION DU SYSTÈME BONUS-MALUS OPTIMAL

Le but de Dionne et Vanasse était de construire un système bonus-malus basé sur le nombre d'accidents passés et sur les caractéristiques des individus. Le but était donc d'ajuster les primes individuelles à travers le temps. Un tel système est optimal dans la mesure où chaque assuré aura à payer une prime proportionnelle à sa fréquence de réclamation et où les assureurs sont à l'équilibre financier.

Lorsqu'un nouvel assuré se présente à une compagnie d'assurances, celle-ci, ne connaissant pas le risque qu'il représente, suppose qu'il est dans la moyenne de la distribution des accidents de l'ensemble des assurés. Cette moyenne est égale à  $\lambda$ .

Supposons, par exemple, que la fréquence d'accident est en moyenne de dix pour cent. Si le coût moyen d'un accident est de 1 000 DT, la compagnie chargerait au nouvel assuré une prime actuarielle (on ne tient pas compte du facteur de charge de l'assurance) de 100 DT, correspondant à la prime en période 1, soit P1.

Par la suite, utilisant l'expérience passée de l'individu comme ses accidents, la prime a posteriori après  $t$  périodes deviendra une fonction de  $t$  et de  $k$ , le nombre total d'accidents au dossier de l'assuré.

$$P_{t+1} = 1000 \hat{\lambda}_i^{t+1} \left[ \frac{a + \bar{Y}_i}{a + \bar{\lambda}_i} \right] \quad (24)$$

$1000 \hat{\lambda}_i^{t+1}$  correspond à la prime de base et  $\left[ \frac{a + \bar{Y}_i}{a + \bar{\lambda}_i} \right]$  est le facteur bonus-malus.

Ce système bonus-malus, basé sur le principe de la valeur espérée, est «optimal» du point de vue actuariel.

Nous avons commencé par utiliser les coefficients estimés de l'année 1992, sans tenir compte de l'âge de l'automobile et nous avons utilisé les coefficients significatifs pour calculer la fréquence estimée  $\hat{\lambda}_i^{t+1}$  pour des individus représentant des caractéristiques différentes.

D'après nos estimations, un individu qui habite Tunis, possède une voiture française de quatre chevaux et ne prend pas la garantie DOM aura une fréquence d'accident estimée de :

$\hat{\lambda}_i^{t+1} = \exp(-2,8375) = 0,0586$ , alors que la probabilité moyenne de ceux qui habitent Tunis est de 0,065419.

Par contre, un individu ayant les mêmes caractéristiques qui habite Béjà, aura une espérance mathématique d'accident évaluée à  $\hat{\lambda}_i^{t+1} = 0,01950$  et la probabilité moyenne de ceux qui habitent cette région est de 0,021178.

Un troisième individu, habitant Sousse, aura une fréquence d'accident estimée à  $t+1$  égale à :

$$\hat{\lambda}_i^{t+1} = 0,0407.$$

Cette estimation est tout à fait rationnelle, puisqu'en regardant les statistiques nationales de 1993 et de 1994, nous constatons que la région de Sousse a toujours plus d'accidents que celle de Béjà et moins que la région de Tunis.

Remarque :

Lorsqu'on utilise la régression sans l'âge de l'automobile, le coefficient  $\hat{\lambda}_i^{t+1}$  ne change pas dans le temps, mais il reste en fonction des caractéristiques de l'individu qui sont significatives dans la régression binomiale négative.



Nous avons calculé les bonus-malus pour un individu qui habite Tunis et un autre qui habite Bêjâ et qui ont tous les deux des voitures françaises de puissance quatre chevaux et ne souscrivent que la garantie responsabilité civile. Nous obtenons les tables 12 et 13.

Si nous supposons que le coût moyen des sinistres est de 1 000 DT et que nous voulons calculer les tables de primes pour les

**TABLEAU 12**  
**TABLE BONUS-MALUS POUR UN HOMME QUI POSSÈDE**  
**UNE VOITURE FRANÇAISE DE PUISS4, HABITE TUNIS ET**  
**NE PREND QUE LA GARANTIE RESPONSABILITÉ CIVILE**

	$\bar{Y} = 0$	$\bar{Y} = 1$	$\bar{Y} = 2$	$\bar{Y} = 3$	$\bar{Y} = 4$	$\bar{Y} = 5$	$\bar{Y} = 6$
1992/93	1						
1993/94	0,98	1,32	1,66	2	2,33	2,67	3,01
1994/95	0,96	1,30	1,62	1,96	2,29	2,62	2,95
1995/96	0,94	1,27	1,59	1,93	2,24	2,57	2,90
1996/97	0,92	1,24	1,56	1,88	2,20	2,523	2,84
1997/98	0,91	1,22	1,54	1,85	2,16	2,47	2,79

**TABLEAU 13**  
**TABLE BONUS-MALUS POUR UN HOMME QUI POSSÈDE**  
**UNE VOITURE FRANÇAISE DE PUISS4, HABITE BÉJÀ ET**  
**NE PREND QUE LA GARANTIE RESPONSABILITÉ CIVILE**

	$\bar{Y} = 0$	$\bar{Y} = 1$	$\bar{Y} = 2$	$\bar{Y} = 3$	$\bar{Y} = 4$	$\bar{Y} = 5$	$\bar{Y} = 6$
1992/93	1						
1993/94	0,99	1,33	1,68	2,02	2,37	2,71	3,05
1994/95	0,986	1,327	1,67	2,01	2,35	2,69	3,03
1995/96	0,98	1,32	1,66	1,996	2,33	2,67	3,01
1996/97	0,97	1,31	1,65	1,98	2,32	2,66	2,99
1997/98	0,967	1,30	1,63	1,97	2,30	2,64	2,97

deux assurés cités ci-dessus, les primes devant être payées par les deux assurés, selon leur nombre de sinistres antérieurs, sont présentées dans les tableaux 14 et 15.

<b>TABLEAU 14</b>							
<b>TABLE DE PRIMES POUR UN HOMME QUI HABITE TUNIS</b>							
	$\bar{Y} = 0$	$\bar{Y} = 1$	$\bar{Y} = 2$	$\bar{Y} = 3$	$\bar{Y} = 4$	$\bar{Y} = 5$	$\bar{Y} = 6$
1992/93	58,6						
1993/94	57,43	77,35	97,28	116,96	136,54	156,46	176,50
1994/95	56,32	76,18	94,93	114,68	134,13	153,53	173,04
1995/96	55,24	74,42	93,17	113,04	131,56	150,60	169,76
1996/97	54,20	72,94	91,65	110,40	129,09	147,85	166,60
1997/98	53,21	71,55	90,01	108,35	126,75	145,09	163,55

<b>TABLEAU 15</b>							
<b>TABLE DE PRIMES POUR UN HOMME QUI HABITE BÉJÀ</b>							
	$\bar{Y} = 0$	$\bar{Y} = 1$	$\bar{Y} = 2$	$\bar{Y} = 3$	$\bar{Y} = 4$	$\bar{Y} = 5$	$\bar{Y} = 6$
1992/93	19,5						
1993/94	19,36	25,93	32,74	39,43	46,14	52,82	59,51
1994/95	19,24	25,88	32,53	39,17	45,82	52,47	59,12
1995/96	19,11	25,70	32,32	38,92	45,51	52,12	58,73
1996/97	18,99	25,54	32,11	38,67	45,22	51,79	58,34
1997/98	18,86	25,37	31,88	38,41	44,94	51,44	57,97

Nous constatons que les coefficients malus sont supérieurs pour l'assuré qui habite Béjà mais qu'il paie une prime moindre, étant donné sa caractéristique régionale. Nous avons par ailleurs établi une table de facteurs bonus-malus similaire à celle présentée pour la règle bonus-malus instaurée par le ministère des Finances (Tableau 16) . Nous la comparons à la table calculée pour l'assuré qui habite Tunis (Tableau 17). Nous constatons que les deux tables

tendent à se rapprocher pour un nombre d'accidents moyen  $\bar{Y} = 3$ , mais qu'à partir de  $\bar{Y} = 4$ , l'application de la tarification avec bonus-malus généralisée nous donne d'autres niveaux de primes, étant donné la distribution des fréquences d'accidents réclamés à travers la période. La table du ministère des Finances, quant à elle, atteint un plafond. La table du ministère est donc incomplète ; son échelle de mécanisme bonus-malus devrait s'étendre plus et elle devrait tenir compte des caractéristiques individuelles, plutôt que de s'en tenir à la puissance de l'automobile comme critère de tarification.

**TABLEAU 16**  
**TABLE DE COEFFICIENTS BONUS-MALUS SELON LE**  
**SYSTÈME DE TARIFICATION DU MINISTÈRE DES FINANCES**  
**POUR LA RESPONSABILITÉ CIVILE**

	$\bar{Y} = 0$	$\bar{Y} = 1$	$\bar{Y} = 2$	$\bar{Y} = 3$	$\bar{Y} = 4$	$\bar{Y} = 5$	$\bar{Y} = 6$
1992/93	1						
1993/94	0,95	1,1	1,3	2	2	2	2
1994/95	0,90	1,05	1,25	1,95	1,95	1,95	1,95
1995/96	0,85	1	1,20	1,90	1,90	1,90	1,90
1996/97	0,80	0,95	1,15	1,85	1,85	1,85	1,85
1997/98	0,75	0,90	1,10	1,80	1,80	1,80	1,80

**TABLEAU 17**  
**TABLE DES COEFFICIENTS BONUS-MALUS CALCULÉS SELON**  
**LE SYSTÈME DE TARIFICATION OPTIMAL POUR UN ASSURÉ**  
**QUI HABITE TUNIS ET POSSÈDE UNE VOITURE FRANÇAISE**  
**DE PUISSANCE QUATRE CHEVAUX (selon les résultats de la**  
**régression binomiale pour la période 1992/93)**

	$\bar{Y} = 0$	$\bar{Y} = 1$	$\bar{Y} = 2$	$\bar{Y} = 3$	$\bar{Y} = 4$	$\bar{Y} = 5$	$\bar{Y} = 6$
1992/93	1						
1993/94	0,98	1,32	1,66	2	2,33	2,67	3,01
1994/95	0,96	1,30	1,62	1,96	2,29	2,62	2,95
1995/96	0,94	1,27	1,59	1,93	2,24	2,57	2,90
1996/97	0,92	1,24	1,56	1,88	2,20	2,52	2,84
1997/98	0,91	1,22	1,54	1,85	2,16	2,48	2,79

Nous avons effectué les mêmes calculs pour les périodes 1993/94 et 1994/95 et avons obtenu les résultats suivants.

**TABLEAU 18**  
**TABLE BONUS-MALUS : COEFFICIENTS CALCULÉS POUR**  
**LA PÉRIODE 1993/94**

	$\bar{Y} = 0$	$\bar{Y} = 1$	$\bar{Y} = 2$	$\bar{Y} = 3$	$\bar{Y} = 4$	$\bar{Y} = 5$	$\bar{Y} = 6$
1993/94	1						
1994/95	0,96	1,73	2,50	3,27	4,04	4,8	3,01
1995/96	0,93	1,68	2,42	3,16	3,90	4,65	2,95
1996/97	0,90	1,62	2,34	3,06	3,78	4,50	2,90
1997/98	0,87	1,57	2,27	2,97	3,66	4,35	2,84
1997/98	0,85	1,52	2,20	2,88	3,55	4,22	2,79

**TABLEAU 19**  
**TABLE BONUS-MALUS : COEFFICIENTS CALCULÉS POUR**  
**LA PÉRIODE 1994/95**

	$\bar{Y} = 0$	$\bar{Y} = 1$	$\bar{Y} = 2$	$\bar{Y} = 3$	$\bar{Y} = 4$	$\bar{Y} = 5$	$\bar{Y} = 6$
1993/94	1						
1994/95	0,94	1,70	2,47	3,23	3,99	4,75	3,01
1995/96	0,89	1,61	2,33	3,05	3,77	4,49	2,95
1996/97	0,84	1,53	2,21	2,89	3,57	4,42	2,90
1997/98	0,80	1,45	2,10	2,75	3,40	4,05	2,84
1997/98	0,76	1,38	2,00	2,62	3,24	3,85	2,79

Nous constatons que les tables de primes des deux dernières périodes sont différentes de celles de la période 1992/93, mais qu'elles se rapprochent entre elles. Ceci peut être dû aux effets de la règle du bonus-malus sur les individus. En effet, nous constatons que la stabilité des individus a beaucoup diminué après 1993. En effet, plusieurs assurés quittent la compagnie d'assurances considérée. Ceci peut s'expliquer par le fait que les gens qui atteignent des classes de malus supérieures à la classe 14 sortiront pour aller

s'assurer dans une autre compagnie d'assurances qui, n'ayant aucun moyen de vérifier le nombre des sinistres antérieurs de ces individus, les mettra à la classe 14. Nous pouvons donc conclure que le ministère des Finances n'avait pas anticipé l'effet de la faille de sa loi concernant la classe 14.

Le système appliqué par le ministère des Finances diffère sur de nombreux points du modèle théorique.

- Les pénalités pour les accidents sont inférieures à celles déterminées par le modèle théorique. Par contre, les bonus sont supérieurs. Une année sans sinistre donne un bonus de 5 % et un sinistre donne une majoration de la prime de 10 %. Par contre, nous trouvons, avec le modèle optimal, que le coefficient du malus devrait être de 1,70 pour la période 1993/94 et le bonus de seulement 3,5 %.
- L'échelle des coefficients du ministère des Finances est bornée supérieurement.
- Les coefficients dépendent de l'ordre des accidents (un individu peut revenir à la classe 9, niveau de base, après deux années consécutives sans sinistre).

Bressand (1993) pense que ces éléments concourent tous à l'imposition aux bas risques d'une solidarité financière avec les hauts risques, car la prime moyenne versée par l'ensemble des assurés correspond à  $\frac{a}{\tau}$  ; la prime de base à laquelle est appliqué le bonus-malus est alors supérieure à la fréquence moyenne de la population. Cette solidarité financière est nécessaire pour réduire la non-assurance, ainsi que la non-déclaration des accidents, surtout lorsqu'il s'agit de sinistres matériels de faible coût.

En nous basant sur les résultats obtenus par les régressions qui tiennent compte des variables de classe d'âge des automobiles, nous avons calculé des tables de bonus-malus et, par la suite, nous avons calculé des tables de primes.

**TABLEAU 20**  
**TABLE DE BONUS-MALUS POUR UN HOMME QUI HABITE**  
**TUNIS ET POSSÈDE UNE VOITURE ALLEMANDE ÂGÉE**  
**DE 2 ANS EN 1992**

	$\bar{Y} = 0$	$\bar{Y} = 1$	$\bar{Y} = 2$	$\bar{Y} = 3$	$\bar{Y} = 4$	$\bar{Y} = 5$
1992/93	1					
1993/94	0,965	1,39	1,826	2,257	2,687	3,117
1994/95	0,933	1,350	1,766	2,183	2,598	3,015
1995/96	0,904	1,307	1,709	2,113	2,516	2,918
la variable classe d'âge varie						
1996/97	0,885	1,280	1,674	2,07	2,464	2,858
1997/98	0,867	1,254	1,642	2,03	2,414	2,801
1998/99	0,850	1,229	1,608	1,987	2,367	2,746

**TABLEAU 21**  
**TABLE DE BONUS-MALUS POUR UN HOMME QUI HABITE**  
**BÉJÀ ET POSSÈDE UNE VOITURE ALLEMANDE ÂGÉE**  
**DE 2 ANS EN 1992**

	$\bar{Y} = 0$	$\bar{Y} = 1$	$\bar{Y} = 2$	$\bar{Y} = 3$	$\bar{Y} = 4$	$\bar{Y} = 5$
1992/93	1					
1993/94	0,988	1,428	1,869	2,3098	2,750	3,19
1994/95	0,977	1,413	1,848	2,283	2,718	3,15
1995/96	0,966	1,396	1,827	2,257	2,68	3,11
1996/97	0,959	1,386	1,814	2,241	2,66	3,09
1997/98	0,952	1,376	1,80	2,224	2,64	3,07
1998/99	0,945	1,367	1,787	2,208	2,62	3,05

Dans ce cas, la fréquence estimée  $\hat{\lambda}_i^{t+1}$  n'est pas constante, comme dans les autres tables calculées précédemment et elle est largement réduite lorsque la voiture vieillit.

**TABEAU 22**  
**TABLE DE PRIMES POUR UN HOMME QUI HABITE TUNIS**  
**ET POSSÈDE UNE VOITURE ALLEMANDE ÂGÉE DE**  
**2 ANS EN 1992**

	$\bar{Y} = 0$	$\bar{Y} = 1$	$\bar{Y} = 2$	$\bar{Y} = 3$	$\bar{Y} = 4$	$\bar{Y} = 5$
$\dot{\lambda}_i^{t+1} = 0,0520$ 1992/93	52,000					
$\dot{\lambda}_i^{t+1} = 0,0793$ 1993/94	76,520	110,227	145,167	178,980	213,0791	247,178
$\dot{\lambda}_i^{t+1} = 0,0793$ 1994/95	73,986	107,055	140,0438	173,112	206,021	239,089
$\dot{\lambda}_i^{t+1} = 0,0793$ 1995/96	71,687	103,645	135,523	167,561	199,503	231,3974
$\dot{\lambda}_i^{t+1} = 0,0520$ 1996/97	46,02	166,564	85,384	107,64	128,128	145,667
$\dot{\lambda}_i^{t+1} = 0,0520$ 1997/98	45,084	65,208	83,616	105,56	125,528	142,792

**TABEAU 23**  
**TABLE DE PRIMES POUR UN HOMME QUI HABITE BÉJÀ**  
**ET POSSÈDE UNE VOITURE ALLEMANDE ÂGÉE DE 2 ANS**  
**EN 1992**

	$\bar{Y} = 0$	$\bar{Y} = 1$	$\bar{Y} = 2$	$\bar{Y} = 3$	$\bar{Y} = 4$	$\bar{Y} = 5$
$\dot{\lambda}_i^{t+1} = 0,0172$ 1992/93	17,220					
$\dot{\lambda}_i^{t+1} = 0,02623$ 1993/94	25,915	37,456	49,023	60,586	72,1325	83,674
$\dot{\lambda}_i^{t+1} = 0,02623$ 1994/95	25,626	37,063	48,473	59,883	71,293	82,6245
$\dot{\lambda}_i^{t+1} = 0,02623$ 1995/96	25,338	36,617	47,922	59,201	70,296	81,575
$\dot{\lambda}_i^{t+1} = 0,01722$ 1996/97	16,514	23,867	31,237	38,590	45,805	53,296
$\dot{\lambda}_i^{t+1} = 0,01722$ 1997/98	16,393	23,695	30,996	38,297	45,461	52,865

Par exemple, cette fréquence passe de 0,0793 à 0,0520 à la cinquième année pour un individu qui habite à Tunis, car on passe de classe Agev3à5 à Agev6à8. Pour l'individu qui habite Béjà, cette fréquence est de 0,02623 au début de la période et devient 0,01722 après quatre périodes. Ceci nous permet donc de tirer la conclusion que les anciennes voitures sont impliquées dans moins d'accidents que celles qui sont plus neuves. Nous constatons également que, contrairement aux tables calculées auparavant, hormis la région de résidence, le temps et l'âge de la voiture ont un effet négatif sur la prime de l'individu.

## ■ CONCLUSION

En nous basant sur un modèle de tarification financièrement équilibré qui tient compte des caractéristiques individuelles a priori et a posteriori, nous avons pu démontrer que le système de tarification automobile tunisien pour l'usage privé n'est pas efficace. En effet, la prime de base est réglementée par le ministère des Finances et le système bonus-malus ne tient compte que de la puissance et l'usage de la voiture comme critères de sélection entre les individus.

Cette étude avait par ailleurs l'objectif d'utiliser les modèles de comptage, dont l'usage est très récent, dans les problèmes micro-économiques. Les résultats obtenus sont très intéressants. Ils tendent à démontrer la non-optimalité du système de tarification tunisien. En effet, des variables autres que la puissance sont significatives pour expliquer le nombre d'accidents. Celles que nous avons pu dégager dans cette étude sont la région de résidence des assurés, les garanties auxquelles ils souscrivent et les caractéristiques de leur automobile (marque, puissance, âge).

Une avenue de recherche sera d'abord d'établir des tables bonus-malus qui tiennent compte de la gravité des accidents des individus et de tester l'impact des spécificités de la voiture sur les coûts d'accidents.



**ANNEXE – RÉGRESSION 1**  
**ESTIMATION DE LA DISTRIBUTION POISSON SANS**  
**COMPOSANTE DE RÉGRESSION (Poisson univariée)**

Variables	Coefficients	Coefficients	Coefficients	Coefficients	Coefficients
	estimés 1990/91	estimés 1991/92	estimés 1992/93	estimés 1993/94	estimés 1994/95
Constante	-2,475 (-62,382))	-2,494 (-61,994)	-2,649 (-69,172)	-2,602 (-71,605)	-2,619 (-75,641)
Nombre d'observations	7 549	7 482	9 641	10 218	11 447
Log- Likelihood	-2 244,061	-2 194,329	-2 516,697	-2 770,741	-3 067,733

**ANNEXE – RÉGRESSION 2**  
**ESTIMATION DE LA DISTRIBUTION BINOMIALE NÉGATIVE**  
**SANS COMPOSANTE DE RÉGRESSION**

Variables	Coefficients	Coefficients	Coefficients	Coefficients	Coefficients
	estimés 1990/91	estimés 1991/92	estimés 1992/93	estimés 1993/94	estimés 1994/95
Constante	-2,4755 (-59,857)	-2,494 (-59,531)	-2,649 (-67,501)	-2,602 (-68,472)	-2,619 (-72,215)
ALPHA	1,059 (3,687)	1,049 (3,579)	0,72432 (2,664)	1,306 (4,407)	1,397 (4,858)
Nombre d'observations	7 549	7 482	9 641	1 0218	11 447
Log- Likelihood	-2 232,939	-2 183,983	-2 511,578	-2 753,939	-3 047,120

**ANNEXE – RÉGRESSION 3**  
**ESTIMATION DE LA DISTRIBUTION POISSON AVEC**  
**COMPOSANTE DE RÉGRESSION**

Variables	Coefficients				
	estimés 1990/91	estimés 1991/92	estimés 1992/93	estimés 1993/94	estimés 1994/95
Constante	-2,886*** (-10,233)	-3,260*** (-8,849)	-2,839*** (-10,659)	-3,110*** (-9,853)	-2,574*** (-9,484)
SexeM	Cste	Cste	Cste	Cste	Cste
SexeF	0,159 (1,156)	-0,123 (-1,167)	-0,234** (-2,228)	-0,0698 (-0,735)	-0,0407 (-0,470)
Inc	-0,238 (-1,178)	0,203 (0,868)	0,0532 (0,302)	-0,0662 (-0,446)	0,0567 (0,395)
Dom	0,268 (1,109)	0,921*** (5,661)	0,1211*** (7,646)	1,004*** (6,489)	1,085*** (7,525)
Vol	0,404** (2,100)	0,159 (0,747)	0,127 (0,736)	0,319** (2,121)	0,0140 (0,101)
Puiss-4	Cste	Cste	Cste	Cste	Cste
Puiss4	0,362 (1,328)	0,646* (1,848)	0,164 (0,622)	0,412 (1,353)	0,211 (0,821)
Puiss5	0,431 (1,633)	0,671* (1,949)	0,272 (1,061)	0,484 (1,613)	0,0242 (0,095)
Puiss6	0,634** (2,276)	0,584 (1,625)	0,448* (1,682)	0,717** (2,344)	0,00132 (0,005)
Puiss7	0,655** (2,436)	0,836** (2,389)	0,287 (1,093)	0,651** (2,142)	0,180 (0,690)
Puiss8	0,813*** (2,933)	0,803** (2,222)	0,541** (1,996)	0,940*** (3,043)	0,269 (1,005)
Puiss9	0,460 (1,522)	0,989*** (2,681)	0,339 (1,158)	0,641* (1,951)	0,205 (0,721)
Puiss10P	0,678** (2,137)	1,095*** (2,895)	0,531* (1,736)	0,573* (1,661)	0,185 (0,636)
Cville1	Cste	Cste	Cste	Cste	Cste
Cville2	-0,378*** (-2,915)	-0,630*** (-4,460)	-0,231** (-1,989)	-0,395*** (-3,523)	-0,150 (-1,517)
Cville3	-0,279* (-1,768)	-0,465*** (-2,666)	-0,359* (-1,948)	-0,191 (-1,198)	-0,531*** (-2,955)
Cville4	-0,315 (-1,531)	-0,777*** (-3,116)	-0,857** (-3,019)	-0,947*** (-3,466)	-0,807*** (-3,427)

### ANNEXE – RÉGRESSION 3 (suite)

Variables	Coefficients				
	estimés 1990/91	estimés 1991/92	estimés 1992/93	estimés 1993/94	estimés 1994/95
Cville5	-0,329 (-1,387)	-0,451* (-1,759)	-0,468* -1,765	-8,865*** (-2,821)	-0,219 (-0,954)
Cville6	0,0356 (0,215)	-0,402** (-2,143)	0,0715 (0,430)	-0,0868 (-0,544)	0,242* (1,831)
Cville7	-0,164 (-0,955)	-0,147 (-0,914)	0,216 (1,482)	0,00956 (0,064)	-0,333** (-2,005)
Cville8	-0,975*** (-3,404)	-0,744*** (-2,876)	-1,066*** (-3,449)	-0,834*** (-3,323)	-0,764*** (-3,223)
Cvil910	-1,377*** (-5,292)	-1,155*** (-4,538)	-1,098*** (-5,187)	-1,172*** (-5,503)	-1,808*** (-7,204)
Cville12	-0,443 (-1,306)	-1,352** (-2,327)	-0,621* (-1,725)	-1,226** (-2,434)	-0,523 (-1,546)
Cv132023	-0,462** (-2,308)	-0,894*** (-3,519)	-0,528** (-2,557)	-0,798*** (-3,444)	-0,901*** (-3,948)
Cv141517	-1,776** (-3,052)	-1,510** (-2,593)	-1,155** (-2,287)	-0,680* (-1,767)	-1,502** (-2,574)
Ck161819	-1,060*** (-3,419)	-1,333*** (-3,474)	-0,503** (-1,998)	-0,314 (-1,476)	-1,039*** -3,815
Cvil2122	-1,925*** (-3,306)	-2,804*** (-2,797)	-1,055** (-2,543)	-0,808*** (-2,694)	-1,794*** (-4,269)
France	Cste	Cste	Cste	Cste	Cste
Italie	-0,120 (-0,744)	0,143 (0,933)	-0,0590 (-0,371)	-0,200 -1,239	-0,0551 (-0,369)
Allemand	0,0828 (0,888)	0,151 (1,630)	-0,0915 (-1,007)	-0,0521 (-0,611)	0,116 (1,456)
Anglaise	0,0357 (0,086)	-0,102 (-0,225)	0,363 (1,071)	-0,916 (-1,578)	0,326 (1,105)
Asie	-0,117 (-0,323)	0,207 (0,708)	-0,665* (-1,709)	0,398* (1,730)	0,268 (1,203)
Est	0,411 (0,976)	0,232 (0,455)	0,234 (0,512)	0,627 1,724*	-1,258 (-1,253)
Marqdiv	-0,685 (-1,174)	-0,499 (-0,984)	0,367 (1,019)	0,326 (1,011)	0,324 (1,088)
Nombre d'observations	7549	7482	9641	10218	11447
Log-Likelihood	-2175,462	-2103,806	-2435,614	-2670,829	-2933,037

**ANNEXE – RÉGRESSION 4**  
**ESTIMATION DE LA DISTRIBUTION BINOMIALE NÉGATIVE**  
**AVEC COMPOSANTE DE RÉGRESSION**

Variables	Coefficients				
	estimés 1990/91	estimés 1991/92	estimés 1992/93	estimés 1993/94	estimés 1994/95
Constante	-2,889*** (-9,694)	-3,264*** (-8,193)	-2,8375*** (-10,835)	-3,110*** (-9,105)	-2,571*** (-9,241)
SexeM	Cste	Cste	Cste	Cste	Cste
SexeF	0,1589 (1,439)	-0,122 (-1,079)	-0,236* (-2,155)	-0,0692 (-0,682)	-0,0338 (-0,369)
Inc	-0,225 (-1,209)	0,204 (0,883)	0,0528 (2,263)	-0,0634 (-0,394)	0,0619 (0,390)
Dom	0,270 (0,988)	0,911*** (5,377)	1,210*** (7,296)	1,003*** (6,233)	1,084*** (6,960)
Vol	0,391** (2,119)	0,162 (0,764)	0,126 (0,638)	0,312* (1,803)	0,00552 (0,035)
Puiss-4	Cste	Cste	Cste	Cste	Cste
Puiss4	0,364 (1,309)	0,650* (1,757)	0,165 (0,652)	0,416 (1,267)	0,206 (0,776)
Puiss5	0,435 (1,601)	0,669* (1,838)	0,271 (1,095)	0,488 (1,513)	0,0206 (0,079)
Puiss6	0,638** (2,215)	0,586 (1,540)	0,447* (1,710)	0,720* (2,193)	-0,00327 (-0,012)
Puiss7	0,654** (2,373)	0,836** (2,265)	0,290 (1,132)	0,649** (1,984)	0,180 (0,672)
Puiss8	0,815*** (2,819)	0,799** (2,098)	0,540** (2,062)	0,943*** (2,835)	0,265 (0,954)
Puiss9	0,458 (1,473)	0,984** (2,526)	0,340 (1,173)	0,637* (1,824)	0,197 (0,665)
Puiss10P	0,675** (2,092)	1,091*** (2,739)	0,536* (1,785)	0,580 (1,540)	0,183 (0,600)
Cville1	Cste	Cste	Cste	Cste	Cste
Cville2	-0,378*** (-2,822)	-0,627*** (-4,295)	-0,232** (-1,875)	-0,397*** (-3,282)	-0,149 (-1,431)
Cville3	-0,278 (-1,676)	-0,460** (-2,463)	-0,363 (-1,912)	-0,187 (-1,096)	-0,527*** (-2,720)
Cville4	-0,315 (-1,479)	-0,780*** (-3,080)	-0,859 (-2,859)	-0,944*** (-3,559)	-0,803*** (-3,348)
Cville5	-0,327 (-1,367)	-0,452* (-1,798)	-0,469* (-1,760)	-0,860*** (-2,636)	-0,223 (-0,937)

## ANNEXE – RÉGRESSION 4 (suite)

Variables	Coefficients				
	estimés 1990/91	estimés 1991/92	estimés 1992/93	estimés 1993/94	estimés 1994/95
Cville6	0,0368 (0,199)	-0,402** (-2,052)	0,0745 (0,439)	-0,0923 (-0,543)	0,244* (1,771)
Cville7	-0,157 (-0,890)	-0,148 (-0,870)	0,210 (1,413)	0,00717 (0,043)	-0,340** (-2,107)
Cville8	-0,973*** (-3,198)	-0,747*** (-2,732)	-1,066*** (-3,337)	-0,832*** (-3,256)	-0,755*** (-3,158)
Cvil910	-1,374*** (-5,016)	-1,155*** (-4,327)	-1,100*** (-5,139)	-1,172*** (-5,011)	-1,810*** (-6,697)
Cville12	-0,448 (-1,388)	-1,349** (-2,246)	-0,622* (-1,648)	-1,225* (-2,338)	-0,532 (-1,424)
Cvl32021	-0,465** (-2,129)	-0,893*** (-3,305)	-0,530 (-2,332)	-0,796*** (-3,073)	-0,903*** (-3,782)
Cvl41517	-1,777*** (-2,931)	-1,507** (-2,508)	-1,155** (-2,201)	-0,683** (-1,845)	-1,512** (-2,398)
Ck161819	-1,062*** (-3,182)	-1,330*** (-3,319)	-0,508** (-2,043)	-0,316 (-1,369)	-1,042 (-3,644)
Cvil2122	-1,923*** (-3,223)	-2,804*** (-2,760)	-1,056 (-2,456)	-0,808** (-3,021)	-1,795*** (-4,105)
France	Cste	Cste	Cste	Cste	Cste
Italie	-0,119 (-0,671)	0,150 (0,908)	-0,0602 (-0,356)	-0,197 (-1,158)	-0,0523 (-0,331)
Allemand	0,0843 (-0,853)	0,151 (1,537)	-0,0916 (-0,998)	-0,0521 (-0,0579)	0,122 (1,456)
Anglaise	0,0331 (0,069)	-0,101 (-0,205)	0,363 (1,077)	-0,915 (-1,471)	0,327 (1,023)
Asie	-0,109 (-0,319)	0,213 (0,665)	-0,661 (-1,616)	0,434* (1,687)	0,279 (1,133)
Est	0,424 (0,852)	0,216 (0,356)	0,235 (0,541)	0,628 (1,354)	-1,255 (-1,209)
Marqdiv	-0,679 (-1,087)	-0,485 (-1,104)	0,375 (0,932)	0,339 (1,012)	0,305 (0,799)
Alpha	0,723*** (2,902)	0,550** (2,127)	0,345* (1,452)	0,796*** (3,030)	0,810*** (3,498)
Nombre d'observations	7549	7482	9641	10218	11447
Log-Likelihood	-2168.766	-2099.649	-2433.970	-2661.956	-2922.675

**ANNEXE – RÉGRESSION 5 – ESTIMATION DE LA DISTRIBUTION BINOMIALE NÉGATIVE AVEC COMPOSANTE DE RÉGRESSION EN TENANT COMPTE DE L'ÂGE DE LA VOITURE**

Variables	Coefficients estimés 1992/93	Coefficients estimés 1993/94	Coefficients estimés 1994/95
Constante	-2,753*** (-8,618)	-2,954*** (-7,446)	-2,570*** (-8,446)
SexeM	Cste	Cste	Cste
SexeF	-0,184 (-1,495)	-0,0684 (-0,626)	-0,0307 (-0,307)
Inc	0,0401 (0,186)	-0,179 (-1,074)	0,022 (0,128)
Dom	1,392*** (6,716)	1,124*** (6,179)	1,251*** (7,181)
Vol	0,0997 (0,466)	0,305 (1,671)	-0,0324 (-0,188)
Puiss-4	Cste	Cste	Cste
Puiss4	-0,0995 (-0,361)	0,415 (1,139)	0,128 (0,452)
Puiss5	0,0055 (0,021)	0,463 (1,298)	-0,0874 (-0,317)
Puiss6	0,257 (0,914)	0,669* (1,847)	-0,0637 (-0,220)
Puiss7	0,0651 (0,236)	0,533 (1,469)	0,0965 (0,343)
Puiss8	0,355 (1,237)	0,910** (2,481)	0,214 (0,735)
Puiss9	0,124 (0,385)	0,573 (1,469)	0,168 (0,541)
Puiss10P	0,338 (1,021)	0,640 (1,570)	0,215 (0,674)
Cville1	Cste	Cste	Cste
Cville2	-0,207 (-1,473)	-0,424*** (-3,149)	-0,238** (-2,058)
Cville3	-0,371* (-1,692)	-0,195 (-1,056)	-0,537*** (-2,608)
Cville4	-0,833** (-2,494)	-0,842*** (-3,026)	-0,905*** (-3,447)
Cville5	-0,481 (-1,491)	-0,842** (-2,321)	-0,187 (-0,774)
Cville6	0,189 (0,985)	-0,154 (-0,793)	0,237 (1,624)
Cville7	0,295* (1,768)	0,125 (0,704)	-0,385** (-2,170)
Cville8	-1,025*** (-3,012)	-0,744*** (-2,829)	-0,903*** (-3,413)

**ANNEXE – RÉGRESSION 5 (suite)**

Variables	Coefficients estimés 1992/93	Coefficients estimés 1993/94	Coefficients estimés 1994/95
Cvil910	-1,106*** (-4,632)	-1,134*** (-4,550)	-2,050*** (-6,458)
Cville12	-0,480 (-1,237)	-1,223** (-2,124)	-0,549 (-1,379)
Cvl32021	-0,494 (-1,921)	-0,745** (-2,558)	-0,898*** (-3,558)
Cvl41517	-0,837 (-1,562)	-0,384 (-0,986)	-1,475** (-2,321)
Ck161819	-0,528** (-1,976)	-0,311 (-1,288)	-1,119*** (-3,485)
Cvil2122	-1,254** (-2,376)	-0,727** (-2,571)	-1,689*** (-3,505)
Agev-3	Cste	Cste	Cste
Agev3à5	0,420** (2,262)	-0,124 (-0,761)	-0,104 (-0,681)
Agev6à8	0,222 (1,280)	0,0897 (0,571)	0,468*** (3,330)
Agev9à11	0,359** (2,157)	-0,0508 (-0,352)	0,217* (1,837)
Agev12à14	0,226 (1,193)	-0,0647 (-0,420)	0,227* (1,712)
Agev15à17	0,0362 (0,155)	0,160 (0,820)	0,155 (0,896)
Agev18P	0,150 (0,609)	0,272 (1,401)	0,375** (2,197)
France	Cste	Cste	Cste
Italie	-0,0704 (-0,372)	-0,202 (-1,094)	0,00338 (0,020)
Allemand	-0,202* (-1,840)	-0,0458 (-0,452)	0,126 (1,352)
Anglaise	0,185 (0,390)	-0,723 (-1,152)	0,467 (1,411)
Asie	-1,148** (-2,124)	0,477* (1,777)	0,337 (1,278)
Est	-0,0452 (-0,084)	0,562 (1,030)	-1,176 (-1,122)
Marqdiv	0,417 (0,931)	0,287 (0,817)	0,117 (0,257)
ALPHA	0,446 (1,629)	0,717*** (2,685)	0,790*** (3,159)
Nombre d'observations	7542	8498	9868
Log-Likelihood	-1964,434	-2291,224	-2549,559

**ANNEXE – RÉGRESSION 6 – ESTIMATION DE LA BINOMIALE NÉGA-TIVE AVEC COMPOSANTE DE RÉGRESSION SANS TENIR COMPTE DE L'ÂGE DE L'AUTOMOBILE ET AVEC LE MÊME NOMBRE D'OBSERVATIONS QUE CELLE TENANT COMPTE DE L'ÂGE DE L'AUTOMOBILE**

Variables	Coefficients estimés 1991/92	Coefficients estimés 1992/93	Coefficients estimés 1993/94
Constante	-2,526*** (-8,973)	-2,932*** (-7,825)	-2,419*** (-8,360)
SexeM	Cste	Cste	Cste
SexeF	-0,202 (-1,642)	-0,0717 (-0,665)	-0,0529 (-0,530)
Inc	0,0481 (0,225)	-0,187 (-1,132)	0,0292 (0,171)
Dom	1,242*** (6,952)	1,101*** (6,686)	1,096*** (6,593)
Vol	0,103 (0,483)	0,297 (1,629)	-0,0303 (-0,179)
Puiss-4	Cste	Cste	Cste
Puiss4	-0,0765 (-0,285)	0,377 (1,055)	0,0824 (0,299)
Puiss5	-0,00368 (-0,014)	0,479 (1,353)	-0,0809 (-0,297)
Puiss6	0,240 (0,864)	0,676* (1,881)	-0,0711 (-0,249)
Puiss7	0,0624 (0,228)	0,552 (1,535)	0,122 (0,437)
Puiss8	0,317 (1,133)	0,975*** (2,683)	0,226 (0,780)
Puiss9	0,0987 (0,311)	0,622 (1,613)	0,174 (0,562)
Puiss10P	0,289 (0,877)	0,681* (1,679)	0,198 (0,623)
Cville1	Cste	Cste	Cste
Cville2	-0,210 (-1,544)	-0,388*** (-3,019)	-0,182 (-1,617)
Cville3	-0,358* (-1,663)	-0,177 (-0,965)	-0,512** (-2,496)
Cville4	-0,798** (-2,408)	-0,841*** (-3,052)	-0,882*** (-3,392)
Cville5	-0,445 (-1,387)	-0,840** (-2,330)	-0,163 (-0,674)



**ANNEXE – RÉGRESSION 6 (suite)**

Variables	Coefficients estimés 1991/92	Coefficients estimés 1992/93	Coefficients estimés 1993/94
Cville6	0,190 (0,995)	-0,145 (-0,752)	0,239 (1,643)
Cville7	0,306* (1,854)	0,136 (0,772)	-0,375** (-2,138)
Cville8	-1,036*** (-3,050)	-0,721*** (-2,791)	-0,866** (-3,267)
Cvil910	-1,114*** (-4,700)	-1,095*** (-4,468)	-1,99*** (-6,311)
Cville12	-0,471 (-1,220)	-1,089 (-2,066)	-0,503 (-1,259)
Cv132021	-0,492* (-1,936)	-0,721** (-2,497)	-0,880*** (-3,501)
Cv141517	-0,816 (-1,523)	-0,382 (-1,004)	-1,448** (-2,270)
Ck161819	-0,534** (-2,019)	-0,277 (-1,154)	-1,056*** (-3,353)
Cvil2122	-1,244** (-2,367)	-0,703** (-2,556)	-1,640*** (-3,404)
France	Cste	Cste	Cste
Italie	-0,0307 (-0,164)	-0,223 (-1,226)	0,0228 (0,139)
Allemand	-0,189* (-1,819)	-0,0923 (-0,953)	0,113 (1,253)
Anglaise	0,202 (0,436)	-0,749 (-1,188)	0,519 (1,560)
Asie	-1,145** (-2,150)	0,423 (1,587)	0,300 (1,175)
Est	0,0225 (0,042)	0,509 (0,929)	-1,149 (-1,101)
Marqdiv	0,397 (0,898)	0,254 (0,725)	0,0919 (0,202)
Alpha	0,459* (1,655)	0,725*** (2,765)	0,832*** (3,296)
Nombre d'observations	7542	8498	9868
Log-Likelihood	-1969,257	-2294,603	-2558,447

**ANNEXE – TEST 1**  
**TEST DES DISTRIBUTIONS POISSON ET BINOMIALE**  
**NÉGATIVE UNIVARIÉES POUR LA PÉRIODE 1990/91**

Nombre d'accidents individuels pour une période donnée	Nombre d'individus observés ayant k accidents pour 1990/91	Nombre prédit d'individus ayant k accidents pour 1990/91	
		Poisson $\hat{\lambda} = 0,07074$	Binomiale négative $\hat{a} = 0,9445, \hat{c} = 11,228$
0	6 964	6 939,80	6 964,71
1	541	583,78	537,96
2	38	24,55	42,77
3	6	0,69	3,72
4+	0	0,01	0,30
		$\chi^2 = 50,49$	$\chi^2 = 1,52$
		$\chi^2_{2,95\%} = 5,99$	$\chi^2_{1,95\%} = 3,84$
		LL = -2 244,061	LL = -2 232,939

**ANNEXE – TEST 2**  
**TEST DES DISTRIBUTIONS POISSON ET BINOMIALE**  
**NÉGATIVE UNIVARIÉES POUR LA PÉRIODE 1991/92**

Nombre d'accidents individuels pour une période donnée	Nombre d'individus observés ayant k accidents pour 1991/92	Nombre prédit d'individus ayant k accidents pour 1991/92	
		Poisson $\hat{\lambda} = 0,08259$	Binomiale négative $\hat{a} = 0,9538, \hat{c} = 11,548$
0	6 912	6 888,83	6 912,17
1	526	568,95	525,38
2	41	23,49	40,90
3	2	0,65	3,21
4	1	0,01	0,25
5+	0	0	0,02
		$\chi^2 = 19,628$	$\chi^2 = 0,0040$
		$\chi^2_{2,95\%} = 5,99$	$\chi^2_{1,95\%} = 3,84$
		LL = -2 194,329	LL = -2 183,983

**ANNEXE - TEST 3**  
**TEST DES DISTRIBUTIONS POISSON ET BINOMIALE**  
**NÉGATIVE UNIVARIÉES POUR LA PÉRIODE 1992/93**

Nombre d'accidents individuels pour une période donnée	Nombre d'individus observés ayant k accidents pour 1992/93	Nombre prédit d'individus ayant k accidents pour 1992/93	
		Poisson $\hat{\lambda} = 0,070736$	Binomiale négative $\hat{a} = 1,3806, \hat{\tau} = 19,5176$
0	8 998	8 975,77	8 995,053
1	607	634,91	605,281
2	33	22,45	35,115
3	3	0,53	1,928
4+	0	0,01	0,10
		$\chi^2 = 8,637$	$\chi^2 = 0,0410$
		$\chi^2_{2,95\%} = 5,99$	$\chi^2_{1,95\%} = 3,84$
		LL = -2516,697	LL = -2 511,578

**ANNEXE - TEST 4**  
**TEST DES DISTRIBUTIONS POISSON ET BINOMIALE**  
**NÉGATIVE UNIVARIÉES POUR LA PÉRIODE 1993/94**

Nombre d'accidents individuels pour une période donnée	Nombre d'individus observés ayant k accidents pour 1993/94	Nombre prédit d'individus ayant k accidents pour 1993/94	
		Poisson $\hat{\lambda} = 0,074088$	Binomiale négative $\hat{a} = 0,76552, \hat{\tau} = 10,332$
0	9 520	9 488,33	9 520,314
1	645	702,96	643,129
2	48	26,045	50,099
3	4	0,6430	4,075
4	1	0,0119	0,338
5+	0	0	0,028
		$\chi^2 = 30,793$	$\chi^2 = 0,049$
		$\chi^2_{2,95\%} = 5,99$	$\chi^2_{1,95\%} = 3,84$
		LL = -2 770,741	LL = -2 753,939

**ANNEXE – TEST 5**  
**TEST DES DISTRIBUTIONS POISSON ET BINOMIALE**  
**NÉGATIVE UNIVARIÉES POUR LA PÉRIODE 1994/95**

Nombre d'accidents individuels pour une période donnée	Nombre d'individus observés ayant k accidents pour 1994/95	Nombre prédit d'individus ayant k accidents pour 1994/95	
		Poisson $\hat{\lambda} = 0,072861$	Binomiale négative $\hat{a} = 0,7160, \hat{r} = 9.827$
0	10 679	10 642,619	10 679,593
1	710	775,431	706,239
2	51	28,2493	55,965
3	6	0,68609	4,679
4	1	0,01249	0,401
5+	0	0	0,035
		$\chi^2 = 80,807$	$\chi^2 = 1,155$
		$\chi^2_{2,95\%} = 5,99$	$\chi^2_{1,95\%} = 3,84$
		LL = -3 067,733	LL = -3 047,120

**Bibliographie**

- Amemiya Takeshi 1981. Qualitative Response Models: A survey. *Journal of Economic Literature*, p. 1483-1536.
- Boulanger F. 1994. *Cours avancé sur l'assurance automobile: tarification, sélection des risques et autres applications.*
- Boyer, M., Dionne G. and Vanasse C. 1992. Econometric Models of Accident Distributions. In G. Dionne (Ed.) *Contributions to Insurance Economics*, Kluwer Academics Press.
- Bressand C. 1990. La tarification de l'assurance de responsabilité civile automobile VII<sup>ème</sup> journées de microéconomie appliquée. Université du Québec à Montréal 25-26 mai.
- Bressand C. 1993. A propos de la tarification de l'assurance automobile. *Économie et Prévision*, 75-96.
- Cameron A. C. and Trivedi P. 1986. Econometric Models Based on Count Data: Comparisons and Application of Some Estimators and Tests. *Journal of Applied Econometrics*, Vol 1, 29-53.
- Cameron A. C. and Trivedi P. 1990. Regression-based Tests for Overdispersion in the Poisson Model. *Journal of Econometrics* 46, p. 347-364.
- Dionne G., Gourieroux C. and Vanasse C. 2001. Testing for Evidence of Adverse Selection in Automobile Insurance Markets : A Comment. *Journal of Political Economy* 109, 444-453.

- Dionne, G. and Lasserre P. 1985. Adverse Selection, Repeated Insurance Contracts and Announcement Strategy. *Review of Economic Studies*, vol 50, p.719-723.
- Dionne G., Vanasse C. 1989. A Generalization of Automobile Rating Models: the Negative Binomial Distribution with a Regression Component. *Astin Bulletin* 19, 199-212.
- Dionne, G. and Vanasse C. 1992. Automobile Insurance Ratemaking in the Presence of Asymmetrical Information. *Journal of Applied Econometrics*, vol 7, 149-165.
- Dionne G., Maurice M., Pinquet J. and Vanasse C. 2001. The Role of Memory and Saving in Long Term Contracting with Moral Hazard: An Empirical Evidence in Automobile Insurance. Mimeo, Risk Management Chair, HEC-Montreal.
- Fédération Tunisienne des Sociétés d'assurances 1994. Rapports annuels 92, 93, 94.
- Felli, M. 1995. Le système bonus-malus, trois ans après, *Journal La Presse*, 14 juin.
- Ferreira J. 1974. The Long Term Effect of Merit-rating Plans on Individual Motorists. *Operations Research*, 22, 954-978.
- Gilbert, G.C. 1979. Econometric Models for Discrete Econometric Processes, paper given at the European Meeting of the Econometric Society, Athens.
- Gourieroux 1989. *Économétrie des variables qualitatives*, 2<sup>nd</sup> Economica. Paris.
- Greene W. Limdep. Version 7.0. *User's Manual*.
- Gurmu S. and Trivedi P.K. 1994. Recent Developments in Models of Event Counts: a Survey. Mimeo, University of Virginia and Indiana University.
- Hausman J.A. 1978. Specification Tests in Econometrics. *Econometrica* vol. 46.
- Hausman J., Hall B. et Griliches, Z. 1984. Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents-R&D Relationship. *Econometrica* 52, 909-938.
- Henriet D. and Rochet J.C. 1986. La logique des systèmes Bonus-Malus en assurance automobile: une approche théorique. *Annales d'Économie et de Statistique*, n°1, p. 133-152.
- I.A.C.E. et F.T.U.S.A. 1998. Colloque : L'assurance facteur de développement de l'entreprise. Rapport Juin 1998.
- Lemaire J. 1985. *Automobile Insurance. Actuarial Models*. Boston: Kluwer-Nijhoff Publishing.
- Lemaire J. 1995. Bonus-Malus Systems in Automobile Insurance. Kluwer Academic Publishers.
- McCullah P. and J.A. Nelder, 1983. *Generalized Linear Models*. Chapman and Hall, London.
- Maddala G.S. 1983. *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press.
- Richaudeau D. 1996. Modélisation du risque d'accident automobile. Mimeo, Inrestrs.
- Richaudeau D. 1999. Automobile Insurance Contract and Risk of Accident: An Empirical Test Using French Individual Data. *The Geneva Papers on Risk and Insurance Theory*, 24: 97-114.

- SCOR notes 1995. Segmentation et tarification en assurance automobile.
- Van der Laan, B. S. 1988. Modelling Total Costs of Claims of Non-Life Insurance, Eburon, Delft.
- Van Eeghan, J., E. K. Greup, and J. A. Nijssen 1983. Surveys of Actuarial Studies: Rate Making, Research Department, Nationale-Nederlanden, N.V.
- Vitas D. 1995. Tunisia's Insurance Sector. Policy Research Working paper 1451. The World Bank Financial Sector Development Department.
- Winkelmann R. 1994. *Count Data Models: Econometric Theory and Application to Labor Mobility*. Springer -Verlag.

## COMPTE RENDU DE COLLOQUE

par Rémi Moreau

### **Journée d'étude sur la nouvelle loi québécoise sur le commerce électronique**

Le Centre de recherche en droit public de l'Université de Montréal, grâce au concours de l'équipe du droit du cyberspace et du commerce électronique, organisait, le jeudi 27 septembre 2001, une journée d'étude consacrée à la nouvelle loi québécoise intitulée *Loi concernant la cadre juridique des technologies de l'information* (L.Q. 2001, c. 32), adoptée et sanctionnée le 21 juin 2001, destinée à ajuster le cadre juridique du commerce électronique. Le texte officiel de la loi est accessible à partir du site suivant : <http://www.autoroute.gouv.qc.ca/projet-loi.htm>.

Cette journée d'étude a aussi bénéficié du support du ministère de la Justice du Québec et du ministère de la Culture et des Communications, qui a la responsabilité de l'autoroute de l'information au Gouvernement du Québec.

Une brochette d'experts dans les domaines du droit et des technologies de l'information ont voulu expliquer les principes et les points les plus importants liés à cette Loi qui devrait être en vigueur le 1<sup>er</sup> janvier 2002.

Cette journée d'étude comportait quatre thèmes et de nombreuses allocutions reliées à chacun d'eux :

#### *Le concept de document, son cycle de vie et son intégrité*

Trois spécialistes ont traité tour à tour du document et de son intégrité (Yves Marcoux, professeur, École de bibliothéconomie et des sciences de l'information), de la gestion intégrée du papier et de l'électronique (Richard Parent, Conseil du Trésor, Gouvernement du Québec) et de l'«adresse active» au «World Wide Web» (Daniel Poulin, Faculté de droit, Université de Montréal).

## *L'approche de la Loi – un survol général*

Les principaux responsables de la conception de la Loi, à savoir Jeanne Proulx, légiste à la Direction générale des affaires législatives, ministère de la Justice, et Jean-Michel Salvador, Direction de l'Autoroute de l'information, ont exposé les options fondamentales ainsi qu'une vue d'ensemble de la Loi.

### *Les applications pratiques liées à la preuve et les moyens de relier une personne et un document technologique*

Les systèmes de signature et de la certification ont fait l'objet d'une présentation par Vincent Gautrais, professeur, Droit du cyberspace et du commerce électronique, Université de Montréal. Puis, il fut question de l'identification et du repérage des personnes et des objets, un exposé de Jean-François Blanchette, membre du Groupe de travail sur l'acte authentique électronique, ministère de la Justice, et membre du comité aviseur sur l'acte authentique électronique, Chambre des notaires du Québec. Enfin, M. Peter G. Kropf, directeur, programme de commerce électronique, département d'informatique et de recherche opérationnelle, Université de Montréal, a traité des règles de la preuve, de la signature et de la certification.

### *L'accès à distance aux documents, la protection de la vie privée et la responsabilité des prestataires de services*

Ce dernier bloc thématique a fait l'objet de deux présentations, celle de Gaston Fréchette, avocat, Commission d'accès à l'information, qui a élaboré sur le droit d'accès aux documents technologiques et les protections pour la vie privée, et celle de Pierre Trudel, professeur de droit du cyberspace et de commerce électronique (CRDP), faculté de droit, Université de Montréal, qui a porté sur les règles de la responsabilité visant les intermédiaires.

Le mot de la fin fut réservé à Michel Rosciszewski, directeur général, direction de l'Autoroute de l'information, qui dressa un panorama des actions législatives et réglementaires à venir.

## **Quelques notions**

Cette journée d'étude a permis de sensibiliser les participants sur l'objet de la Loi, qui organise le statut juridique des documents, peu importe leur support, et prévoit des règles relativement à l'établissement et au transfert des documents et aux condition de l'intégrité des documents. On a insisté, à cet égard, sur la notion



de document et sur leur valeur juridique, ainsi que des exigences afin d'assurer le maintien de l'intégrité du document au cours de son cycle de vie. La Loi prévoit aussi des conditions spécifiques sur la certification, la protection des renseignements personnels et les conditions de la responsabilité des prestataires de services (tels les responsables de l'hébergement, du moteur de recherche ou de l'indexation) qui prennent part à la conservation, à l'archivage, à la communication et à la transmission des documents. Le principe général est fondé sur la non-responsabilité des intermédiaires, sauf s'ils ont connaissance du caractère illicite du document.

Le lien entre la personne et le document est particulièrement sensible, car dans le cadre de la preuve, les documents doivent être associés à une personne en particulier. Dans l'univers du papier, ce lien est établi au moyen de la signature. Dans l'univers des technologies de l'information, la signature électronique sert aussi de lien entre une personne et un document, dans un cadre juridique précis. En effet, la Loi stipule les conditions à respecter afin d'établir un lien fiable et liant juridiquement une personne et un document.

La Loi a aussi prévu des dispositions afin de garantir la protection et la confidentialité des renseignements personnels lors de transactions réalisées au moyen de documents technologiques. Ces dispositions complètent les exigences des lois générales relatives aux renseignements personnels.

Dans les transactions électroniques, on utilise les certificats afin d'établir un ou plusieurs faits comme la confirmation de l'identité d'une personne ou d'une société ou encore l'exactitude d'un document. La Loi prévoit diverses règles relatives à la certification.

La Loi fait aussi appel à différentes techniques de régulation afin de procurer un encadrement reflétant la vélocité des technologies de l'information, en constante évolution.

En conclusion, nous sommes persuadés que les participants ont acquis, grâce à ce colloque, de précieux renseignements non seulement sur le contenu technique de la Loi, mais aussi sur les applications concrètes liées aux technologies de l'information et sur les changements que la Loi apporte dans le droit québécois.



## CHRONIQUE DES CHAIRES EN GESTION DES RISQUES ET ASSURANCES

par Gilles Bernier

### LES TRAVAUX ET ACTIVITÉS DE LA CHAIRE EN ASSURANCE L'INDUSTRIELLE-ALLIANCE (1999-2001)

#### Projets de recherche subventionnés de 1999 à 2001

- Louis ADAM  
(École d'actuariat, Université Laval)  
*«Modélisation de l'inflation et de l'indexation dans un contexte de rendement réel variable relié à l'état de l'inflation»*
- Gilles BERNIER  
(Département de finance et assurance, Faculté des sciences de l'administration, Université Laval)  
*«Demande de financement complémentaire dans le cadre d'une activité de formation (APF-21530 – Produits financiers : différents types de placement II)»*
- Claire BILODEAU  
(École d'actuariat, Université Laval)  
*«La distribution des excédents d'actif des régimes de retraite»*
- Claire BILODEAU et Louis ADAM  
(École d'actuariat, Université Laval)  
*«Valeur ajustée de l'actif»*
- Stéphane GAUVIN\* et Pierre E. PRÉMONT\*\*  
(Faculté des sciences de l'administration, Université Laval)  
*«eMarketing dans le secteur de l'assurance»*  
\* (Département de marketing)  
\*\* (Département des systèmes d'information organisationnels)

---

#### L'auteur :

Gilles Bernier est titulaire de la Chaire en assurance L'Industrielle-Alliance à l'Université Laval.

- Benny RIGAUX-BRICMONT\* et Pierre BALLOFFET\*\*
    - \* (Département de marketing, Faculté des sciences de l'administration, Université Laval)
    - \*\* (Service de l'enseignement du marketing, École des Hautes Études Commerciales, Montréal)
- «Déterminants du processus décisionnel de souscription d'assurance pour l'automobile par les jeunes adultes québécois»*

### **Remise de bourses privées facultaires du 28 mars 2000**

#### *Bourses de recherche (2<sup>e</sup> cycle) de la Chaire en assurance L'Industrielle–Alliance*

- Maxime BABIN
  - Maîtrise en administration des affaires
  - «Démutualisation des compagnies d'assurance vie canadiennes : aspects techniques et caractérisation des premiers appels publics à l'épargne»* (essai)
  - Bourse : 1 000 \$
- Sadok EL GHOUL
  - Maîtrise en administration des affaires
  - «Investigation empirique de la prise de risque en détresse financière»* (essai)
  - Bourse : 1 000 \$

#### *Bourse de recherche (3<sup>e</sup> cycle) de la Chaire en assurance L'Industrielle–Alliance*

- Frank COGGINS
  - Doctorat en sciences de l'administration
  - «Évaluation de la performance des fonds mutuels à partir de mesures de risque conditionnelles»* (thèse)
  - Bourse : 3 000 \$

### **Remise des bourses de l'Institut d'Assurance du Canada du 11 avril 2000**

#### *Bourses d'études (1<sup>er</sup> cycle – Baccalauréat en administration des affaires)*

- Sophie BEAULIEU
  - Bourse : 1 000 \$
- André ST-HILAIRE
  - Bourse : 1 000 \$

*Bourse de recherche (2<sup>e</sup> cycle – Maîtrise en mathématiques – Actuariat)*

- Patrice GAILLARDETZ  
«*Structure de dépendance en théorie du risque et pour les obligations avec risque*» (mémoire)  
Bourse : 2 000 \$

**Remise de bourses privées facultaires du 2 avril 2001**  
**Bourses de la Chaire en assurance L'Industrielle–Alliance**

*Bourses de recherche (2<sup>e</sup> cycle)*

- Sandra BUSSOTTO  
Maîtrise en administration des affaires  
«*Le phénomène de la bancassurance en Europe : présentation des stratégies, facteurs clés de succès et positionnement de quelques grands bancassureurs européens*» (essai)  
Bourse : 1 000 \$
- Khemais HAMMAMI  
Maîtrise en administration des affaires  
«*Couverture des obligations corporatives : stratégie dynamique versus statique et composée versus conventionnelle*» (essai)  
Bourse : 1 000 \$
- Amadou Lamine SOW  
Maîtrise en administration des affaires  
«*Étude de la stratégie de pénétration de la compagnie Sun Life du Canada en Chine*» (essai)  
Bourse : 1 000 \$

*Bourses de recherche (3<sup>e</sup> cycle)*

- Fabien CORNILLIER  
Doctorat en sciences de l'administration  
«*Diversification des risques de taille optimale : vers la consolidation des mutuelles d'assurance santé colombiennes*» (thèse)  
Bourse : 3 000 \$
- Omrane GUEDHAMI  
Doctorat en sciences de l'administration  
«*Réformes économiques, gouvernance d'entreprise et privatisation : le cas des pays en développement*» (thèse)  
Bourse : 3 000 \$

## **Bourses de l'Institut d'Assurance du Canada**

*Bourse d'études (1<sup>er</sup> cycle – Baccalauréat en administration des affaires)*

- Diane VÉZINA  
Bourse : 1 000 \$

*Bourse de recherche (3<sup>e</sup> cycle)*

- Najah ATTIG  
Doctorat en sciences de l'administration  
«*Ultimate Control and Group-Affiliated Firms : The Risk of Expropriation*» (thèse)  
Bourse : 3 000 \$

## **Documents produits avec la participation de la Chaire en assurance L'Industrielle–Alliance**

### **Communications (1999 – 2000)**

ADAM, Louis : «*Canadian Pensioners Mortality Study 1983-1992*», 34<sup>th</sup> Actuarial Research Conference, DesMoines (Iowa), August 8-11, 1999.

BERNIER, Gilles : Discussion du papier de Capozza et Sequin : «*Debt, Agency and Management Contracts in REIT's : The External Advisor Puzzle*», Northern Finance Association (NFA), Calgary (Canada), September 24-26, 1999.

LAI, Van Son : «*An Analysis of Private Loan Guarantees : A Revisit*», Northern Finance Association (NFA), Calgary (Canada), September 24-26, 1999.

MARCEAU, Étienne : «*Dependence in the Individual Risk Model*» (with Hélène Cossette, Patrice Gaillardetz and Jacques Rioux), Third International IME Congress on Insurance : Mathematics and Economics, London (Great Britain), July 19-21, 1999.

MARCEAU, Étienne : «*Dependence in the Individual Risk Model*» (with Hélène Cossette, Patrice Gaillardetz and Jacques Rioux), 34<sup>th</sup> Actuarial Research Conference, DesMoines, (Iowa), August 8-11, 1999.

MARCEAU, Étienne : «*Impact de la dépendance dans le modèle collectif de risque*» (avec Hélène Cossette), Séminaire de l'École d'actuariat, Université Laval (Québec), octobre 1999.

MARCEAU, Étienne : «*Impact de la dépendance dans le modèle collectif de risque*» (avec Hélène Cossette), 15<sup>e</sup> Séminaire actuariel de 3<sup>e</sup> cycle ISFA Lyon – HEC Lausanne, Université de Lausanne (Suisse), 9 mars 2000.

MARCEAU, Étienne : «*Impact of Dependence in the Collective Risk Model*» (avec Hélène Cossette), Séminaire de l'Institut de Statistique, Université Catholique de Louvain (Belgique), 26 mai 2000.

### **Communications (2000 – 2001)**

BERNIER, Gilles : Président de la *Session C : Comparative Analysis of Risk Management Practices and Performances*, American Risk and Insurance Association (ARIA), Baltimore (Maryland), August 6-9, 2000.

BERNIER, Gilles : Organisateur et modérateur d'une semi-plénière : «*La démutualisation dans le secteur de l'assurance*» impliquant Jacques Henrichon (Inspecteur général adjoint, L'Inspecteur général des institutions financières – Direction générale de la surveillance et du contrôle) et Michel Sanschagrin (Vice-président et directeur général – Administration et actuaire chef, L'Industrielle–Alliance, Compagnie d'assurance sur la vie), Association internationale de management stratégique (AIMS), Université Laval (Québec), 14 juin 2001.

BILODEAU, Claire : «*On the Demographic and Economic Risks of a Pension Plan*», Fourth International Congress on Insurance : Mathematics and Economics, Barcelona (Spain), July 24-26, 2000.

BILODEAU, Claire : «*On the Demographic and Economic Risks of a Pension Plan*», 35<sup>th</sup> Actuarial Research Conference, Québec (Québec), August 10-12, 2000.

COSSETTE, Hélène : «*Generalized Least Squares Estimators for Credibility Regression Models with Moving Average Errors*» (with Andrew Luong), Fourth International Congress on Insurance : Mathematics and Economics, Barcelona (Spain), July 24-26, 2000.

GENDRON, Michel : «*The Risk of Private Loan Guarantees Portfolios*» (with Van Son Lai and Issouf Soumaré), 35<sup>th</sup> Actuarial Research Conference, Québec (Québec), August 10-12, 2000.

- LAI, Van Son : «*The Risk of Private Loan Guarantees Portfolios*» (avec Michel Gendron et Issouf Soumaré), Congrès annuel de la Société canadienne de recherche opérationnelle (SCRO/CORS), Québec (Québec), mai 2001.
- LAI, Van Son : «*Chartered Banks' Risk-Taking and Capital Choices Following the Introduction of Official Deposit Insurance in Canada*» (with Jean-Pierre Gueyié), European Financial Management Association (EFMA), Athens (Greece), June 28-July 1<sup>st</sup>, 2000.
- MARCEAU, Étienne : «*Compound Poisson Approximations for Individual Models with Dependent Risks*», Fourth International Congress on Insurance : Mathematics and Economics, Barcelona (Spain), July 24-26, 2000.
- MARCEAU, Étienne : «*Common Mixtures in the Individual Risk Model*», 35<sup>th</sup> Actuarial Research Conference, Québec (Québec), August 10-12, 2000.
- MARCEAU, Étienne : «*Stratégies pour construire des approximations par la distribution Poisson composée dans le cadre de modèles individuels avec risques dépendants*», Séminaire de statistique du Département de mathématiques et de statistique de l'Université Laval, octobre 2000.
- MARCEAU, Étienne : «*Approximation par Poisson composée du modèle individuel avec risques dépendants*», Séminaire de l'Institut de statistique et économétrie appliquée de Rabat, octobre 2000.
- MARCEAU, Étienne : «*Stratégies pour construire des approximations par la distribution Poisson composée dans le cadre de modèles individuels avec risques dépendants*», Séminaire de l'École d'actuariat de l'Université Laval, novembre 2000.
- MARCEAU, Étienne : «*Modelling Dependent Risks with Mixture Models*», Congrès annuel de la Société canadienne de recherche opérationnelle (SCRO/CORS), Québec (Québec), mai 2001.

### **Publications (1999 – 2000)**

- ATINDÉHOU, Roger, Gilles BERNIER and Guy CHAREST : «*Corporate Financial Reputation and Market Reaction to Changes in Regular Dividends*», Journal of the Academy of Business Administration, Vol. 5, Nos. 1-2, Spring/Fall 2000, pp. 82-93.



- BÉDARD, Diane : «*Stochastic Pension Funding : Proportional Control and Bilinear Processes*», *Astin Bulletin*, Vol. 29, No. 2, 1999.
- BÉDARD, Diane and Daniel DUFRESNE : «*Pension Funding and Moving Average Rates of Return*», *Scandinavian Actuarial Journal*, à paraître dans le Volume 2000, No. 2, 2000.
- COSSETTE, Hélène and Étienne MARCEAU : «*The Discrete-Time Risk Model with Correlated Classes of Business*», *Insurance : Mathematics and Economics* (26) 2-3, pp. 133-149.
- COSSETTE, Hélène, Michel DENUIT and Étienne MARCEAU : «*Impact of Dependence Among Multiple Claims in Single Loss*», *Insurance : Mathematics and Economics* (26) 2-3, pp. 213-222.
- GENDRON, Michel et Étienne MARCEAU : «*L'accès à l'assurance habitation dans les quartiers centraux de quatre villes québécoises*», *Assurances*, Vol. 67, No. 3, octobre 1999, pp. 479-494.
- GENEST, Christian and Michel GENDRON : «*Risk Diversification Through Expert Use*», *Advances in Investment Analysis and Portfolio Management*, Vol. 7, January 2000, pp. 117-130.
- LAI, Van Son and M.-T. YU : «*An Accurate Analysis of Vulnerable Loan Guarantees*», *Research in Finance*, Vol. 17, 1999, pp. 103-137.
- MARCEAU, Étienne, Hélène COSSETTE, Patrice GAILLARDEZ et Jacques RIOUX : «*Dependence in the Individual Risk Model*», en cours de révision dans *Insurance : Mathematics and Economics*.

### **Publications (2000 – 2001)**

- BERNIER, Gilles *et al.* : «*En grande finale, banques contre assureurs – Bancassurances ou assurbanques? Une empoignade se prépare entre les deux derniers piliers de la finance : les banques et les compagnies d'assurance*» (entrevue réalisée par Yan Barcelo), *Commerce*, mai 2001, pp. 59, 60, 62, 64.
- BERNIER, Gilles : «*Les défis de l'assurance en ces temps de bouleversements*» (entrevue réalisée par Daniel Germain), *Affaires Plus*, Vol. 24, No. 6, Juin 2001, pp. 57-58.

BERNIER, Gilles et Maxime BABIN : «*Démutualisation des sociétés canadiennes d'assurance de personnes : une caractérisation de leurs premiers appels publics à l'épargne*», Assurances, Vol. 69, juillet 2001, pp. 229-258.

COSSETTE, Hélène, Michel DENUIT, Jan DHAENE et Étienne MARCEAU : «*Stochastic Approximations of Present Value Functions*», Mitteilungen der Schweizerischen Vereinigung der Versicherungsmathematiker, Heft 1, 2001, pp. 15-27.

COSSETTE, Hélène, Michel DENUIT et Étienne MARCEAU (2001) : «*Distributional Bounds for Functions of Dependent Risks*», à paraître dans Mitteilungen der Schweizerischen Vereinigung der Versicherungsmathematiker.

COSSETTE, Hélène, Patrice GAILLARDETZ, Étienne MARCEAU et Jacques RIOUX (2001) : «*On Two Dependent Individual Risk Models*», à paraître dans Insurance : Mathematics and Economics.

GENEST, Christian, Étienne MARCEAU et M'hamed MESFIOUI (2001) : «*Upper Stop-Loss Bounds for Sums of Possibly Dependent Risks with Given Means and Variances*», à paraître dans Statistic and Probability Letters.

GENEST, Christian, Étienne MARCEAU et M'hamed MESFIOUI : «*Compound Poisson Approximations for Individual Models with Dependent Risks*», en cours de révision dans Insurance : Mathematics and Economics.

LUONG, Andrew et Louis G. DORAY : «*General Quadratic Distance Methods for Discrete Parametric Family*», à paraître dans Insurance : Mathematics and Economics.

### **Essais-stage terminé (Stage à L'Industrielle–Alliance)**

- Geneviève CAMIRÉ  
«*Couverture des garanties de placement des fonds distincts à l'aide de contrats à terme boursiers*»  
Directeur : Patrick Savaria  
Lecteur : Michel Gendron  
Novembre 2000.

### **Essais de maîtrise terminés**

- Najah Ben Ali ATTIG  
«*Le risque de crédit : une modélisation du spread de crédit*»

Directeur : Van Son Lai  
Lecteur : Michel Gendron  
Juillet 1999.

- Maxime BABIN  
*«Démutualisation des compagnies d'assurance-vie canadiennes : aspects techniques et caractérisation des premiers appels publics à l'épargne»*  
Directeur : Gilles Bernier  
Lecteur : Denis Moffet  
Octobre 2001.
- Valérie CASTAIGNE  
*«Étude de la valeur à risque et du cas de Riskmetrics»*  
Directeur : Van Son Lai  
Lecteur : Michel Gendron  
Janvier 2000.
- Clémence DACHICOURT  
*«Diversification internationale et performances des OPCVM actions en Europe»*  
Directeur : Gilles Bernier  
Lecteur : Jacques Saint-Pierre  
Avril 2000.
- Karim DRIRA  
*«Les stratégies d'assurance du risque de crédit par les banques»*  
Directeur : Van Son Lai  
Lecteur : Michel Gendron  
Automne 1999.
- André GRONDIN  
*«Le classement des fonds d'investissement selon la performance : une application de l'approche de Vos»*  
Directeur : Gilles Bernier  
Lecteur : Komlan Sedzro  
Novembre 1999.
- Amadou Lamine SOW  
*«Stratégie de pénétration du marché des assurances de personnes en Chine : le cas de la société financière Sun Life (sujet à une entente de confidentialité)»*  
Directeur : Gilles Bernier  
Lecteur : Dikran Ohannessian  
Octobre 2001.

## Mémoires de maîtrise terminés

- Dominique CLAVEAU  
*«Les mesures de risque d'un portefeuille de titres à revenus fixes et les facteurs de risque de la dette du Québec»*  
Directeur : Michel Gendron  
Lecteurs : Van Son Lai, Jean-Marie Gagnon  
Juin 1999.
- Hugo STE-MARIE  
*«Fusions des banques canadiennes : risque et réactions de marché»*  
Codirecteurs : Van Son Lai, Michel Gendron  
Lecteur : Jean-Marie Gagnon  
Février 2000.
- Issouf SOUMARÉ  
*«Le risque des portefeuilles de prêts à garanties privées avec phénomène de contagion – une application Monte-Carlo»*  
Directeur : Van Son Lai  
Codirecteur : Michel Gendron  
Décembre 1999.

## Thèse de doctorat terminée

- Jean-Pierre GUEYIÉ  
*«Trois essais sur les banques commerciales»*  
Directeurs : Van Son Lai, Klaus Fischer  
Mai 2000.

## FAITS D'ACTUALITÉ

par Rémi Moreau

### I. Une usine chimique toulousaine frappée par une violente explosion

Une dizaine de jours après les attentats survenus aux États-Unis, le 21 septembre 2001, il ne restait rien d'une usine de fabrication d'engrais chimiques qui a explosé à Toulouse, faisant 29 morts et quelque 2000 blessés, dont 700 hospitalisés. L'intensité de l'explosion fut telle qu'elle creusa, en une minute, un cratère de cinquante mètres de diamètre sur quinze de profondeur. Cinq cent salariés oeuvraient, au moment de la déflagration, dans cette usine, construite en 1924 et qui n'avait jamais cessé de s'agrandir.

Dans les heures qui ont suivi l'explosion, les responsables politiques et les dirigeants de la société AZF Atofina, propriété du groupe Totalfina-Elf ont bien cru à un attentat terroriste en sol français, mais il s'est vite avéré que l'explosion était d'origine accidentelle, et s'était produite dans une aire de stockage de nitrate d'ammoniac.

Le choc était comparable à une secousse sismique d'une magnitude de 3,4 degrés, ressentie dans un rayon de 4 kilomètres autour du lieu d'impact. Du sud au nord, la Ville rose a été ébranlée et les rues furent jonchées de débris de vitrines et fenêtres, mêlés aux morceaux de pare-brise de voitures.

Selon les premières estimations, les dommages assurés, tant en assurance des biens qu'en assurance des responsabilités, s'élevaient à 5 milliards de francs, soit 700 millions de dollars US, selon la FFSA. Selon d'autres sources, le montant total des dommages pourrait se situer entre 760 et 910 millions d'Euros (6 milliards de francs). Toutefois, selon des estimations ultérieures, les coûts globaux pourraient passer du simple au triple par rapport au coût prévisionnel initial, la FFSA ayant mentionné, à la mi-novembre, que le sinistre pourrait s'élever à 2,29 milliards d'Euros,

car les conséquences des vibrations consécutives à la déflagration ont été largement sous-estimées.

Une aide d'urgence a été débloquée par les assureurs, d'une part, et par TotalFinaElf, d'autre part. Les dégâts occasionnés aux tiers seraient considérables et il est trop tôt pour en faire le bilan exact. Le programme d'assurance a été élaboré par l'intermédiaire du courtier AON et fait appel à la réassurance, à un double niveau : via la mutuelle des pétroliers, RC Oil, laquelle est fortement réassurée (notamment sur les marchés bermudiens, mais aussi par Munich Re et Swiss Re), et aussi via la captive de TotalFinaElf, dont le «fronting» est assumé par les AGF. Il semble toutefois que la participation des AGF, en terme de pourcentage, serait assez limitée.

Parallèlement, les assureurs ont tenté de négocier avec les réassureurs la prise en charge des acomptes et des avances, une négociation qui s'est avérée plutôt difficile, au regard du contexte de durcissement des marchés, l'automne dernier, d'autant qu'il ne soit pas clair qu'une telle charge soit prévue contractuellement dans les traités de réassurance d'une façon nette et claire.

Avec la collaboration de l'assureur, l'entreprise a mis en place une cellule de soutien psychologique. De plus, un acompte sur l'indemnité d'assurance a été débloqué au profit de chaque bénéficiaire, bien que le processus de règlement final soit intervenu très rapidement, incluant le versement des rentes ou d'incapacité prévu dans le contrat d'assurance des salariés.

Il semble, selon les experts, qu'il soit possible de prévenir d'autres Toulouse en y mettant le prix. Faute de moyens, la surveillance de ce site à risques s'était relâchée. Lors de leur dernière visite sur le site toulousain, consacrée au contrôle du système de management et de sécurité, les inspecteurs n'avaient pas visité les entrepôts de stockage.

## **2. Évolution de la gestion des risques**

Les gestionnaires de risques, longtemps cantonnés dans le rôle de gestionnaires de portefeuilles d'assurance d'entreprises, généralement les risques aléatoires (les risques d'entreprise, dits risques purs, étant considérés non assurables), voient aujourd'hui leur responsabilité s'élargir sur plusieurs fronts :

- sur le plan de leur mission dont, au premier chef, l'identification des risques, car le gestionnaire des risques n'a pas

pour rôle d'empêcher la prise de risque, cela condamnerait l'entreprise à l'immobilité ; bien identifiés, les risques dans l'entreprise seront, dès lors, adéquatement mesurés et traités ;

- sur le plan de la polyvalence de leur fonction ou des champs d'intervention : ils sont consultés dans le cadre de décisions stratégiques de l'entreprise, ils s'intéressent à la prévention, ils ont une vision globale et synthétique de l'entreprise (marketing, achats, ressources humaines et matérielles, lancement de nouveaux produits, préparation et gestion de plan d'affaires ; fusions et acquisitions, opérations à l'étranger, etc.) ;
- sur les qualités requises : ils sont curieux et pédagogues, ils ont une bonne écoute et savent eux-mêmes écouter, puis communiquer ;
- sur le plan de l'intégration et de la globalisation des risques de l'entreprise : non seulement les risques assurables, mais les risques financiers (risques de crédit, de taux de change, de taux d'intérêts) ;
- sur le plan du financement des grands risques par des voies alternatives, notamment par les instruments financiers dérivés.

### 3. Les 15 plus grands réassureurs en l'an 2000

---

#### Primes nettes émises de réassurance

---

1. Munich Re	14,974 milliards de dollars
2. Suisse Re	13,790 milliards de dollars
3. Berkshire, Hathaway, General Cologne Re	13,540 milliards de dollars
4. Employers Re	8,342 milliards de dollars
5. Hannover Re	4,895 milliards de dollars
6. Gerling Global Re	4,053 milliards de dollars
7. Lloyd's, London	4,014 milliards de dollars
8. Assicurazioni Generali	3,951 milliards de dollars
9. Allianz Re	3,726 milliards de dollars
10. Zurich Re	3,065 milliards de dollars
11. SCOR	2,754 milliards de dollars
12. London Re	1,888 milliard de dollars

13. Transatlantic Holdings	1,658 milliard de dollars
14. AXA Re	1,424 milliard de dollars
15. Reinsurance Group of America	1,404 milliard de dollars

Source : Standard & Poors (tiré de *Business Insurance*, Sept. 3, 2001)

#### 4. Les réassureurs mondiaux régissent les conditions de souscription des marchés pour les années 2001 et celles à venir

Le 11 septembre 2001, au moment des attentats terroristes américains, les réassureurs de la planète en étaient au troisième jour de leur rendez-vous annuel, à Monte-Carlo. Ils assistaient ainsi en direct à l'attaque terroriste.

Ils discutaient, en cette troisième journée, des moyens pour revigorer l'industrie, après les pertes catastrophiques de 1999 (la pire année depuis 15 ans pour l'industrie de la réassurance). Pour revenir aux profits, une double nécessité semblait s'imposer : revenir aux principes de base (*back to basics*) et augmenter les tarifs. À ce moment précis, apprenant les nouvelles tragiques d'outre-atlantique, ils cessaient, séance tenante, toute discussion, inquiets et solidaires du sort de leur collègues américains. Sans doute songeaient-ils aussi, à ce moment précis, à une troisième nécessité : celle de restreindre les termes et les conditions des contrats d'assurance, et en particulier la question d'exclure spécifiquement les conséquences d'actes de terrorisme.

L'exercice 2000 constituerait ainsi une année charnière entre la fin du cycle baissier et l'entrée d'un cycle haussier, porteur non seulement de nouveaux tarifs mais aussi de nouveaux traités et conditions à l'endroit des cédantes. Même avant le 11 septembre 2001, tout concourait à un redressement majeur : les pertes techniques de 600 millions d'euros en 1999, les résultats nets décevants en 2000 (les résultats d'exploitation tous négatifs et les résultats financiers faibles), la liquidation défavorable des tempêtes européennes de 1999, le tout dans un environnement financier en forte baisse.

L'année 2001, avant le 11 septembre 2001, était déjà pleine d'épines, surtout le second trimestre, l'un des plus sévères sur la plan des catastrophes, et les réassureurs étaient déjà en convalescence : aux États-Unis, l'ouragan tropical Allison, qui fut particulièrement sévère au Texas, provoqua des dommages pouvant s'élever à plus de 1,2 milliard de dollars ; les tempêtes tropicales d'avril dans quelque 16 États (du Texas jusqu'à la Pennsylvanie)



pourraient générer un montant additionnel de 1,7 milliard sur les plan des dommages assurables, puis celles de juin 2001 dans la Dakota du Nord et les États du Mid-West. Une facture totale, selon Insurance Service Office (ISO) de 4,4 milliards de dollars pour ce seul deuxième trimestre aux États-Unis. L'année sera longue...

En Europe, le Lloyd's a annoncé, avec trois ans de décalage, selon la coutume, des pertes très lourdes pour 1998 et l'année 1999 serait un cru aussi néfaste, à cause des tempêtes européennes exceptionnelles de la fin du siècle. Selon l'agence de notation Moody's, l'institution tricentenaire britannique devrait régler, au titre de quatre exercices, de 1998 à 2001, des pertes cumulées représentant 50 % de sa capacité (12 % allant aux attentats américains de septembre 2001). L'institution se rapprocherait ainsi dangereusement du montant de 8 milliards de livres, apparu en 1996 après cinq années déficitaires, et qui avait failli causer sa perte. Car on sait que la grande dame de l'assurance serait encore en première ligne en cas d'autres chutes d'aéronefs ou d'attentats terroristes. La capacité de ce grand marché composé de 108 syndicats souscripteurs est estimé, pour l'année 2001, à 11 milliards de livres. Présent dans 64 pays, environ 5 % de la réassurance à travers le monde et 50 % des primes de l'assurance mondiale transitent via le Lloyd's.

Pour plusieurs autres assureurs européens, l'aventure n'est plus au rendez-vous : toute nouvelle souscription a cessé et ne recommencerait qu'après un redressement majeur des tarifs. L'après 11 septembre 2001, dont les conséquences financières sont dramatiques, ne fera qu'accentuer la rapidité des mesures à mettre en place non plus pour revenir à la rentabilité à court terme, ce qui demeure néanmoins un objectif à moyen terme, mais pour éponger un tant soit peu les dégâts. Les années à venir seront agitées et le *hard market* risque de durer longtemps.

En dernier lieu, signalons que la rencontre de Baden-Baden, en octobre, qui a suivi celle de Monte-Carlo, a démontré que le marché de la réassurance a vite réagi face à la pénurie annoncée de capacité et que les réassureurs sont capables d'autodiscipline. Toutes les branches d'assurance ont été affectées. Les prix de la réassurance et de la récession ont été revus à la hausse, les plafonds en dommages ont été abaissés, les limites et sous-limites multipliées et, comme on le savait déjà, les actes de terroristes ont été exclus des traités. On a dit que les cédantes doivent s'attendre à avaler des couleuvres pour couvrir leurs traités. Désormais, les assureurs ne pourront plus compter sur leurs réassureurs pour

soutenir leur politique de souscription ; ils devront réduire leur politique de souscription ou augmenter leur rétention.

## **5. Les assureurs directs versus les assureurs par courtage au Québec**

Dans le marché d'assurance IARD au Québec, les primes ont augmenté de 4,46 milliards de dollars de 1999 à 2000, permettant ainsi aux assureurs directs d'accroître leur volume d'affaires de 14,8 %. Leur part de marché était donc de 35,8 % à l'aube de l'an 2000. Par ailleurs, du côté des assureurs par courtage, qui demeurent toujours en tête et qui semblent aussi mieux réussir à contrôler leurs frais, le volume-primes n'a augmenté que de 7,1 %.

Les principaux assureurs directs au Québec dans les assurances IARD en 2000 furent, dans l'ordre suivant, en fonction des primes émises : Caisses Desjardins (450 millions \$), Groupe Promutuel (285 millions \$), La Capitale (185 millions \$), BélairDirect (131 millions \$) et la Sécurité (115 millions \$). La palme d'or de la croissance en 1999 est revenue à BélairDirect qui a enregistré une croissance de 22,6 %.

Les principaux assureurs par courtage au Québec en 2000 furent ING Groupe Commerce (600 millions \$), AXA Assurances (478 millions \$), CGU (281 millions \$), Lloyd's (176 millions \$) et Royal & SunAlliance (132 millions \$).

Au Canada, les principaux assureurs sur le plan des primes émises en l'an 2000 furent : le Groupe CGU (2,1 milliards \$), ING Canada (2 milliards \$) le Groupe Co-Operators (1,4 milliard \$), Royal & SunAlliance (1,2 milliard \$) et le Groupe Economical (1 milliard \$).

## **6. Munich-American RiskPartners, la filiale canadienne de American Re-Insurance Co., membre du groupe Munich Re**

La compagnie American Re-Insurance Co. annonçait, l'été dernier, la réorganisation de ses opérations canadiennes dans le domaine des risques alternatifs. Munich-American RiskPartners, la filiale canadienne de American Re-Insurance Co., qui a ses bureaux à Toronto et à Montréal, constitue une filiale de American Re-Insurance Co. dans le domaine des marchés alternatifs. La maison mère est le groupe Munich Re.

## **7. L'assurance maritime : les hausses de taux sont confirmées**

Dans le cadre de la conférence mondiale de l'International Union of Marine Insurance (LUMI) qui s'est tenue à Gênes dans la semaine du 16 septembre dernier, et devant le déficit dû à l'érosion des primes, deux solutions pour assainir le marché et revenir à la rentabilité ont été confirmées : des programmes de prévention (les pétroliers de plus de 15 ans ne seraient plus affrétés, l'obligation de la double coque pour les pétroliers serait en vigueur, etc.) et des hausses de tarifs de l'ordre de 15 % à 20 %, négociées au terme de contrats de deux ou trois ans. La dernière hausse de tarif remontait à l'année 1990. L'effet « Érika » (le pétrolier qui s'est échoué en mars dernier) a fait son sillon, notamment chez les bateaux transporteurs de mazout.

## **8. Selon une étude, il n'y aurait aucun lien entre les recrudescences des tempêtes tropicales et le réchauffement de la planète**

Une étude réalisée par la firme Tillinghast-Towers Perrin, dont les grandes lignes sont publiées dans *Best's Review – August 2001*, réfute l'idée jadis avancée à l'effet que le nombre croissant d'ouragans et de tempêtes tropicales était dû au réchauffement planétaire. Lorsque le montant des dommages est ajusté pour refléter les valeurs actuelles des biens en cause et le nombre croissant de personnes qui vivent sur les côtes, sujettes aux ouragans, les pertes encourues dans les années 90 ne sont pas à ce point élevées par voie de comparaison avec d'autres décennies de ce siècle.

Par exemple, nous apprenons aussi que l'ouragan Andrew, survenu en 1992, qui était considéré jusqu'ici comme la plus grande catastrophe naturelle de l'histoire, en terme de dégâts matériels, passerait au second rang, devant céder sa place à un ouragan qui s'est manifesté à Miami, en septembre 1926. En termes de dollars ajustés, l'ouragan de 1926 aurait coûté 50 milliards de dollars par rapport à 25 milliards pour celui de 1992.

## **9. Dix scénarios catastrophiques d'ici 2005, mais aucun ne portait sur une catastrophe terroriste !**

La livraison du *National Underwriter (July 23, 2001)* publie un article qui fait même la page couverture : les 10 scénarios catastrophiques risquant de se produire d'ici 2005, élaborés par le

*Long Range Planning Committee de la Casualty Actuarial Society.* Une liste à faire frémir, sauf qu'aucun n'a prévu ce qui allait se produire une semaine plus tard et qui constituerait la pire catastrophe humaine et matérielle dans l'histoire de l'assurance : un attentat terroriste à grande échelle.

On y parle, dans cette brochette de scénarios-catastrophes, d'inondations et d'ouragans, de recours collectifs à grande échelle, et autres événements affectant l'industrie de l'assurance. Décidément, la futurologie n'est pas l'apanage des experts en assurance.

## **10. Une nouvelle table de points d'inaptitude au Québec**

La nouvelle table de points d'inaptitude est entrée en vigueur le 20 septembre. Certaines infractions au Code de la sécurité routière entraînent désormais plus de points au dossier du conducteur ainsi que l'inscription d'infractions qui visent plus particulièrement des conducteurs dont le comportement représente un danger pour leur sécurité et celle des usagers de la route. À titre d'exemples, les dépassements successifs en zigzag n'entraînaient avant le 20 septembre aucune perte de points alors qu'ils entraînent dorénavant la perte de 4 points. Notons également une perte de 4 points dans le cas de la conduite d'une automobile sans la présence d'un accompagnateur (pour les titulaires de permis d'apprenti conducteur) alors qu'autrefois cette infraction ne donnait lieu à aucune perte de points. Au total 17 changements ont été apportés à la table.

En ce qui concerne les sanctions, rappelons qu'une accumulation de 4 points d'inaptitude pour le titulaire d'un permis d'apprenti conducteur ou d'un permis probatoire entraîne une suspension de permis pour 3 mois. Pour le titulaire d'un permis de conduire, l'accumulation de 15 points d'inaptitude entraîne la révocation du permis pour 3 mois (première sanction), pour 6 mois (deuxième sanction) ou 12 mois (sanctions subséquentes, selon qu'il s'agisse d'une première accumulation ou d'une récidive au cours des deux dernières années). La personne qui commet une infraction sans avoir de permis voit suspendu pour 3 mois son droit d'en obtenir un.

## **11. Les réclamations frauduleuses au Canada toujours omniprésentes**

La Coalition canadienne contre la fraude à l'assurance (CCFA) a organisé une vaste enquête, dont les conclusions ont été publiées

en septembre dernier, fondée sur l'examen de 4 066 réclamations d'assurance dites fermées, c'est-à-dire qui avaient déjà été réglées par les assureurs.

Une centaine d'experts provenant d'une quinzaine de compagnies d'assurance furent mis à contribution pour la révision des réclamations. Pour être certains que ce sondage soit analysé d'une façon objective et identique, les experts en question qui ont été recrutés avaient dû participer, au préalable, à une journée de formation sur le questionnaire du sondage. L'analyse elle-même des réclamations a totalisé environ 4 000 heures de travail, ce qui démontre l'intérêt et l'importance de la question.

L'enquête a révélé que 26 % des réclamations liées aux dommages personnels contiennent des éléments de fraude, dont le montant s'élèverait à 500 millions de dollars. La plupart d'entre elles sont des réclamations dont le montant des dommages est exagéré.

D'autres résultats de ce sondage seraient publiés ultérieurement.

## **12. Une nouvelle compagnie connue sous le nom Desjardins Sécurité financière, née de la fusion, le 28 décembre 2001, de l'Assurance vie Desjardins-Laurentienne et de l'Impériale, compagnie d'assurance vie**

Les détenteurs d'actions ordinaires des deux compagnies (l'Assurance vie Desjardins-Laurentienne a son siège à Lévis et l'Impériale, compagnie d'assurance vie, a le sien à Toronto) ayant approuvé, en novembre dernier, la convention de fusion, la nouvelle compagnie, appelée Desjardins Sécurité financière, a vu officiellement le jour le 28 décembre dernier. Ainsi, la bannière Desjardins, le 6<sup>e</sup> groupe financier le plus important au Canada avec un actif de 80 milliards de dollars, est étendue, pour la première fois, à l'ensemble du marché canadien.

La nouvelle compagnie, qui affiche un actif total sous gestion de 13,4 milliards de dollars sur la base des résultats combinés en 2000 des deux sociétés regroupées, et un volume de primes de 1,5 milliard de dollars, dessert une clientèle de 4,5 millions d'assurés et compte 2 500 employés et 6 200 représentants à travers le pays. Elle se classe au huitième rang pour les primes souscrites au Canada en assurance de personnes.

### **13. L'acquisition de Lincoln Re par la Swiss Re**

Swiss Re a entamé ses démarches en vue d'obtenir les autorisations nécessaires pour l'acquisition de Lincoln Re. Le financement se ferait par les fonds propres de Swiss Re (par augmentation de capital), dans la mesure où les conditions du marché le permettent, quoiqu'un financement alternatif soit toujours possible. Pour ce faire, l'Assemblée générale extraordinaire de Swiss Re a autorisé le Conseil d'administration à créer du capital autorisé. L'approbation des actionnaires est nécessaire pour pouvoir envisager une augmentation du capital-actions de 10 % maximum.

La transaction serait close dès que le réassureur aura obtenu l'aval des autorités réglementaires. Swiss Re deviendrait ainsi le premier réassureur vie et santé. Le contrat stipule que la charge des sinistres relative aux événements du 11 septembre 2001 revient au vendeur.

Comptant plus de 70 représentations implantées dans plus de 30 pays, Swiss Re est le second réassureur mondial (voir le tableau des grands réassureurs mondiaux dans une rubrique précédente de cette chronique), avec un volume de primes brutes de 26,1 milliards de CHF (primes nettes émises de réassurance de 13,790 milliards de dollars) et un bénéfice net après impôts de 3 milliards de CHF pour l'exercice 2000. Son portefeuille de placements mondial pèse 101 milliards CHF.

### **14. AXIS Specialty, une filiale d'assurance et de réassurance constituée par le courtier Marsh&McLennan**

Le plus grand courtier mondial en assurance, qui opère dans une quarantaine de pays, vient de former une société d'assurance et de réassurance, AXIS Specialty, en vue de répondre aux demandes croissantes de capacité depuis les attentats terroristes du 11 septembre dernier. La nouvelle société se spécialiserait dans les grands risques industriels, commerciaux et aériens, les risques politiques et les risques de guerre. Décidément, la réaction épidémique négative des assureurs et réassureurs, depuis les attentats américains, suscite des vocations.

La nouvelle société serait dotée d'un capital initial de 1 milliard de dollars et la souscription des risques aurait débuté aux Bermudes au début de l'année 2002. Le principal investisseur derrière cette capitalisation est MMC Capital, une filiale de M&M (M&M

private equity subsidiary), par l'intermédiaire du fonds Trident II, L.P. D'ailleurs, la filiale MMC n'en est pas à ses premières armes en vue de constituer des sociétés d'assurance, puisqu'elle a participé, dans les années 1980, à la création de l'assureur bermudien ACE Ltd., puis XL Capital, et, au début des années 1990, à la constitution de Mid Ocean Ltd.

### **15. Un programme d'analyse des risques politiques offert par AON**

Le Groupe Aon vient de lancer un service d'analyse des risques politiques (*Political Risk Exposure Profile*) qui comporte des analyses financières liées aux menaces de risques politiques. Un tel service serait offert dans le cadre des activités mondiales d'une société commerciale opérant à l'étranger : *Political risk assessment service combines client data on worldwide business activities with contry risk information risk information and data on the financial costs of political risk.*

Ce service prépare des analyses financières très pointues sur les risques politiques des grandes corporations desservies par Aon et les facteurs pouvant aider à gérer ces risques.

### **16. Onze personnes ont perdu la vie dans le tunnel suisse du Gothard**

Onze personnes ont trouvé la mort, le 24 octobre dernier, dans le tunnel suisse du Gothard à la suite d'une collision frontale entre deux camions suivie d'une forte explosion puis d'un incendie. Quelques éléments de la structure du tunnel se sont détachés sur 250 mètres environ, dont une partie sur des voitures.

L'un des plus longs du monde après celui de Laerdal en Norvège, mesurant 16,5 km, le tunnel est situé sur le principal axe autoroutier nord-sud de Suisse reliant l'Allemagne via Zurich aux grandes villes industrielles d'Italie (Turin et Milan notamment).

### **17. Les tests génétiques en assurance vie demeurent limités**

L'idée de recourir aux tests génétiques pour la sélection et la souscription des risques d'assurance vie ne semble pas tellement populaire, du moins si l'on en juge par un rapport publié à la fin de 2000 par l'Institut canadien des actuaires, qui n'appuie ni les tests génétiques obligatoires aux fins de l'assurance, ni la divulgation

des résultats des tests sans l'autorisation de la personne concernée. Ce rapport va dans le même sens que beaucoup d'autres, dans le monde, qui doutent de la fiabilité des tests génétiques dans l'évaluation du risque assurable.

### **18. Un nouveau pacte doit être négocié par la FIFA en vue d'assurer la coupe du monde de soccer en 2002**

Suite aux attentats terroristes aux États-Unis, la société AXA, qui à cet égard, a été délestée de 550 millions de dollars dans ses comptes dans la foulée des attaques terroristes aux États-Unis, a résilié le programme d'assurance qui avait été proposé à la Fédération Internationale de Football (FIFA). L'entente initiale conclue entre la FIFA et AXA prévoyait une couverture globale de 851,8 millions de dollars de tous les stades liés à l'événement, y compris les grands risques (tremblement de terre, inondation, terrorisme), moyennant une prime de 16,8 millions de dollars U.S.

N'ayant pu conclure un nouveau « *deal* » en vue d'assurer la coupe du monde de soccer qui aura lieu au Japon en 2002, la FIFA n'a eu d'autre choix que de souscrire un programme avec un autre assureur, en l'occurrence la société National Indemnity, une filiale du groupe Berkshire Hathaway Inc. La FIFA a également mentionné qu'elle tenterait un recours judiciaire contre AXA en alléguant principalement que l'assureur n'avait pas le droit de résilier unilatéralement le contrat. Il semble qu'une telle clause de non-résiliation sera mentionnée spécifiquement dans le nouveau contrat.

### **19. Les fraudes dans les réclamations de dommages personnels au Canada sont estimées à 500 millions de dollars pour l'an 2000**

Les assureurs de dommages au Canada auraient assumé des frais estimés à 500 millions de dollars liés directement aux fraudes découlant de réclamations pour dommages personnels en l'an 2000. Cette évaluation a été faite par la Coalition canadienne contre la fraude à l'assurance (*Canadian Coalition Against Insurance Fraud*) dans le cadre d'une étude menée par des chercheurs de l'Université St. Francis Xavier (Nouvelle-Écosse) portant sur 4 000 réclamations dites « fermées », c'est-à-dire réglées définitivement par les assureurs.

L'étude fait une distinction entre les fraudes opportunistes (réclamations exagérées) et les fraudes préméditées (accidents faits



intentionnellement). D'autres distinctions tiennent compte des fraudes par province, des fraudes par catégories d'assurance et des fraudes en milieu urbain et en milieu rural.

## **20. L'ouragan Michelle a dévasté Cuba et l'Algérie fut frappée par des inondations meurtrières**

Qualifié de la plus grande catastrophe naturelle cubaine depuis 70 ans (un ouragan y avait fait 3 000 morts en 1932), l'ouragan d'une rare ampleur, de force 4 (la plus forte intensité sur l'échelle Saffir-Simpson est de force 5), nommé *Michelle*, a frappé Cuba le 4 novembre dernier. L'œil du cyclone, accompagné de vents puissants de 250 kilomètres/heure et des vagues de 6 mètres de haut, est entré par la Baie-des-Cochons, au sud-est de la capitale, La Havane, gobant tout sur son passage, faisant 5 morts, forçant l'évacuation de 500 000 personnes (résidents ou touristes dans les stations touristiques) et causant de nombreux dégâts matériels et économiques (immeubles effondrés ou éventrés, réseaux routiers et ferroviaires dévastés, ruptures des conduites d'eau et des réseaux de gaz, de téléphone et d'électricité). Les inondations dans les zones côtières ont provoqué des dégâts importants aux cultures. Avant d'atteindre Cuba, Michelle avait fait 12 morts aux Honduras, au Nicaragua et en Jamaïque. Nous ignorons, à date, le montant des pertes.

Par ailleurs, au moins 700 personnes sont mortes en Algérie, dont 650 à Alger, et 500 personnes ont été hospitalisées à la suite d'une tempête. Selon une source officielle, 1 300 familles ont été privées de leur logement provisoirement. De nombreuses victimes ont été ensevelies sous des tonnes de boue, de gravats et de débris qui ont déferlé des collines environnantes. De nombreuses maisons ont été détruites et on a retrouvé 1 500 carcasses de véhicules enchevêtrées, pleines de boue.

## **21. Un autre crash d'American Air Lines sur New York a fait 265 morts**

L'écrasement apparemment accidentel d'un Airbus A300, avec 260 personnes à bord, est survenu le 12 novembre, dans le quartier résidentiel du Queens, moins de quatre minutes après son décollage de l'aéroport John F. Kennedy, assurant le vol 587 entre New York et Saint-Domingue. La cause de la défaillance était encore inconnue, au moment où ces lignes étaient écrites. Le risque aviaire – oiseaux happés ou aspirés par un moteur, provoquant l'explosion d'un

réacteur – était écarté, quoique ce problème soit particulièrement aigu aux abords de JFK. Une écoute de la bande de l'enregistreur des conversations d'une des deux boîtes noires a révélé deux bruits suspects de cliquetis provenant de la carlingue environ une minute après le décollage. Il semble qu'il soit possible que l'avion ait subi une forte secousse latérale compatible avec l'hypothèse d'un passage accidentel avec une « turbulence de sillage » causé par l'appareil qui précédait l'Airbus en vol et pouvant expliquer l'arrachement de la dérive verticale de l'avion.

On compte aussi cinq victimes au sol, car la carcasse de l'avion qui a explosé a percuté une dizaine de maisons et déclenché cinq incendies de maisons. Une quarantaine de pompiers et de policiers ont été blessés dans le cours de leur travail de secouristes.

L'accident avait de quoi frapper l'esprit : un avion de ligne s'écrase sur la ville de New York, à nouveau éprouvée, soit deux mois presque jour pour jour après les attentats terroristes du 11 septembre.

American Airlines, qui avait perdu deux avions dans les attentats du 11 septembre, vient de subir une autre perte, qui ne sera pas sans rejaillir sur toute l'industrie de l'aviation, dont la clientèle est particulièrement échaudée depuis les événements dramatiques.

Il est encore trop tôt pour indiquer exactement l'ampleur du sinistre, mais on peut avancer officieusement le chiffre d'environ un demi milliard de dollars, soit un montant de 60 millions de dollars pour l'appareil Airbus A3000, plus les sommes qui seront versées aux familles des victimes et enfin les montants en dommages qui découleront des responsabilités diverses de la part des victimes au sol.

Les risques assurables de American Airlines sont répartis mondialement, dans le cadre d'un programme planifié par AON. Les Lloyd's, le groupe Munich sont certainement impliqués dans le sinistre, mais nous ignorons à quelle hauteur. AXA devrait déboursé une somme de 30 millions de dollars, après réassurance, si le sinistre excède 1,5 milliard – la limite maximum relative à la responsabilité d'un transporteur en cas de crash. Swiss Re serait impliqué à la hauteur de 35 millions de dollars.

## 22. Les résultats des assureurs IARD canadiens au second trimestre de 2001

Voyons l'ensemble des résultats du second trimestre de 2001 comparés à ceux du premier trimestre de 2000, selon les données du *Quarterly Report, 2<sup>nd</sup> Quarter, 2001* :

(en millions de dollars)

	2001	2000
Primes nettes émises	5 518	5 421
Primes gagnées	4 997	4 615
Sinistres nets	3 668	3 326
Rapport sinistres à primes net	73,4 %	72,1 %
Frais encourus	1 574	1 509
Gains techniques avant impôts	(227)	(203)
Rapport combiné	104,9 %	104,8 %
Rapport de souscription	- 4,5 %	- 4,4 %
Revenus de placement avant impôts	545	561
Gains de capital	47	256
Revenus après impôts	246	389

## 23. Le Congrès 2001 de l'assurance et des produits financiers organisé par Le Journal de l'assurance et le magazine Finance

Congressistes, conférenciers, exposants et invités étaient réunis, sous une même enceinte, au Palais des Congrès, le 13 novembre dernier à l'occasion du IV<sup>e</sup> congrès annuel dédié à l'assurance et aux produits financiers et organisé par *Le Journal de l'assurance* et le magazine *Finance*.

Au titre des principales conférences, soulignons les stratégies et pratiques de vente ou de communication, les enjeux de l'assurance IARD et de l'assurance vie en 2002, les impacts de la récession et du terrorisme, la fiscalité, le nouveau profil du consommateur financier, le marketing, le commerce électronique, la gestion de la relation client, la planification successorale, les subtilités juridiques des polices d'assurance, l'assurance collective et les fiducies du revenu.

Ce congrès fut aussi un grand carrefour des affaires, qui a permis à une centaine de sociétés d'exposer leurs produits financiers et d'en discuter avec les congressistes. Bref, un rendez-vous réussi sur deux plans : une journée de ressourcement par des échanges d'idées et de conseils et un salon d'affaires devenu un événement incontournable dans l'industrie, selon son organisateur Serge Therrien.

## **CHRONIQUE ACTUARIELLE**

**par divers collaborateurs  
du Groupe-conseil AON**

### **LA TECHNOLOGIE AU SERVICE DES RESSOURCES HUMAINES : COMMENT MAXIMISER VOTRE POTENTIEL ET AMÉLIORER VOS COMMUNICA- TIONS ?**

Les spécialistes des ressources humaines (RH) ont la chance d'évoluer à l'ère de la technologie. En tirant avantage des sites web internes et externes, ils peuvent améliorer le service offert aux employés, leur offrir de l'information et de la formation de façon beaucoup plus efficace, réagir rapidement au changement, réduire les coûts et augmenter considérablement la productivité. Pour l'entreprise, les retombées d'une utilisation efficace de la technologie dans ce domaine se traduisent par des résultats financiers améliorés. Ainsi, en maîtrisant efficacement les systèmes de communication sur le web, les spécialistes des RH ont la possibilité de jouer un rôle clé dans l'atteinte des objectifs d'affaires de leur entreprise.

Grâce au web, il est possible d'élaborer un programme de recrutement solide afin de gérer efficacement le processus de recherche de personnel qualifié, un processus qui autrement peut s'avérer long et exigeant. Un intranet dynamique à valeur ajoutée donne aux employés l'occasion d'apprendre davantage sur l'entreprise et sur ses programmes de rémunération et d'avantages sociaux ainsi que sur ses régimes de retraite. Un site interactif facilite la recherche de renseignements personnalisés. Un employé, par exemple, peut y trouver des explications sur son programme d'avantages sociaux ainsi que l'information nécessaire pour prendre des décisions éclairées. Un tel site peut également contenir un système de gestion de la rémunération qui favorise la mise en

oeuvre de programmes de planification de carrière et d'évaluation du rendement.

## **Bien plus qu'un outil de reproduction électronique de documents**

Convertir les mots en format électronique n'est pas synonyme de communication efficace. Les concepteurs de sites intranet doivent apporter une valeur ajoutée à cet outil de communication afin d'attirer et de fidéliser l'utilisateur. La façon de consulter un document à l'écran ou de s'y déplacer diffère considérablement de la façon de lire un document imprimé, c'est pourquoi la conception et la rédaction de pages web nécessitent un talent particulier. Le site intranet doit être pourvu de caractéristiques qui assurent des liens rapides et efficaces entre ses différentes sections. Le but n'est-il pas de permettre un accès rapide et efficace à l'information?

Puisque les besoins aussi diffèrent d'un employé à un autre, l'intranet RH doit permettre à chacun de concevoir son propre système de communication, en regroupant les composantes qui lui sont utiles.

## **Bâtir un intranet, un volet à la fois**

Toutes les composantes d'un site intranet ne doivent pas nécessairement être établies en même temps. Construire un intranet au fil du temps garantit la mise en place d'un site répondant aux objectifs de l'entreprise. En revanche, essayer de tout accomplir à la fois incite aux raccourcis susceptibles de donner lieu à des résultats décevants. Un intranet doit donc être mis en œuvre minutieusement en évitant le piège de vouloir tout faire à la fois. L'important est d'avoir un plan d'exécution qui comporte des volets évolutifs puisqu'une mise en vigueur progressive demeure la clé du succès!

Donner à l'intranet assez de crédibilité et s'assurer que les employés se sentent à l'aise avec ce moyen de communication n'est pas chose facile. Le plus souvent, l'entreprise doit faire face à une attitude négative généralisée vis-à-vis des nouvelles technologies qui s'est renforcée avec les années. Les employés sont habitués de recevoir l'information et n'ont pas le réflexe d'aller eux-mêmes vers l'information. L'adaptation aux outils interactifs permettant une communication à deux sens peut être difficile. Il faut garder des attentes réalistes puisqu'un changement d'attitude ne peut s'effectuer du jour au lendemain. Au début, les employés

préféreront peut-être «l'ancienne méthode» mais avec le temps, ils apprivoiseront progressivement le nouvel outil.

## **Communication personnalisée**

Incorporer des outils interactifs reliés principalement aux régimes de retraite et aux programmes d'avantages sociaux maximisera à coup sûr la valeur de l'intranet. De nos jours, les programmes d'avantages sociaux sont très novateurs et nécessitent des prises de décision de la part des employés. Les outils de modélisation représentent une source de données permettant à l'employé de prendre des décisions éclairées. De plus, ils assurent une bien meilleure compréhension des régimes de retraite et des programmes d'avantages sociaux.

## **Modélisation de l'épargne-retraite**

L'exemple suivant démontre comment un système de modélisation peut aider l'employé à prendre des décisions importantes au sujet de son régime de retraite. Un employeur offre à ses employés une combinaison de véhicules d'épargne en vue de la retraite dont un régime de retraite à prestations déterminées assorti d'un volet flexible et d'un volet à cotisation déterminée. Le régime à prestations déterminées ouvre droit à des prestations calculées selon une formule définie qui tient compte du revenu et des années de service. Le volet flexible permet le versement de contributions salariales optionnelles déductibles de l'impôt afin d'améliorer la rente provenant du régime à prestations déterminées. La valeur de la rente procurée par le volet à cotisation déterminée est quant à elle établie par la cotisation de l'employé, par celle de l'employeur et par le revenu de placement de ces cotisations.

L'employé doit donc décider s'il veut participer au volet de retraite flexible et, si oui, à quel niveau de cotisation. Il doit également choisir son niveau de contribution au volet à cotisation déterminée ainsi que ses options de placement. De telles décisions peuvent s'avérer fort intimidantes.

Le programme de modélisation facilite la prise de décision en permettant :

- de projeter les prestations de retraite jusqu'à n'importe quel âge, selon les hypothèses entrées par l'employé, y compris le rendement du capital investi et les augmentations de salaire prévues;

- d'établir les prévisions du coût de chaque option du volet flexible ainsi que la valeur totale des cotisations de l'employé;
- de calculer le plafond de cotisations déductibles à un régime enregistré d'épargne-retraite, selon le niveau de cotisation entré par l'employé;
- d'estimer le revenu dont aura besoin l'employé à la retraite;
- d'aider l'employé à choisir la combinaison d'options de placement la plus adéquate; et
- d'expliquer les fonds de placement et le rendement du capital investi.

### **Modélisation des avantages sociaux personnalisés**

Un grand nombre d'employeurs établissent des régimes flexibles accordant aux employés souplesse et choix. Or, prendre des décisions quant aux avantages sociaux, surtout les soins médicaux et dentaires, nécessite des connaissances particulières du sujet.

Grâce à un outil de modélisation, les employés peuvent simuler l'application de leurs choix ou d'une combinaison de choix, et voir leur incidence financière. Avec la prolifération de régimes basés sur l'utilisation de crédits flexibles, où l'employé se voit allouer une somme de la part de l'employeur applicable aux coûts du régime, les outils de calcul traditionnels, les crayons et les gommes à effacer cèdent progressivement leur place aux programmes de modélisation. Ces derniers permettent désormais aux employés de choisir n'importe quelle combinaison d'options, de constater combien de crédits devront être alloués pour ces choix et d'en comprendre les répercussions fiscales.

### **Programmes de promotion de la santé et de contrôle des coûts**

Au cours des dernières années, les coûts des régimes de soins médicaux et dentaires ont connu une hausse spectaculaire. Certains employeurs ont constaté des augmentations de plus de 40 % en quelques années. En vue de limiter les dépenses et de bien gérer les coûts, de nombreux employeurs ont mis sur pied des campagnes de contrôle des coûts et de promotion de la santé. L'utilisation de l'intranet pour inciter les employés à devenir des consommateurs



avertis dans le domaine des services médicaux et dentaires peut apporter d'excellents résultats. Les programmes de médicaments sur ordonnance et les listes de médicaments remboursables étant souvent techniques et difficiles à communiquer, l'information et l'aide en ligne sont essentielles à la participation des employés à l'atteinte des objectifs de contrôle des coûts.

### **Relevés de retraite et d'avantages sociaux en ligne**

Les relevés personnalisés s'avèrent des outils des plus efficaces quand vient le temps de communiquer les avantages sociaux offerts par l'employeur, qu'il s'agisse du régime d'assurance collective, des régimes de retraite ou tout simplement du salaire de base et des programmes d'incitatifs fondés sur la performance. À l'aide de la fonction de production de relevés en ligne sur intranet, l'employé a la possibilité d'imprimer presque instantanément un relevé personnalisé, et ce, en tout temps.

### **Extranets**

Certains employeurs ont établi des extranets reliés à leur intranet afin que l'employé puisse soumettre directement les demandes de remboursement des soins médicaux et dentaires à l'administrateur et obtenir le solde de son compte de retraite à cotisation déterminée. L'extranet crée un lien direct avec un administrateur de régime à l'externe, améliorant ainsi l'efficacité des services d'impartition des ressources humaines. La valeur du service impartit est d'autant augmentée du fait que l'information peut être fournie de façon ponctuelle, sans délai.

### **Un dernier mot ...**

En tirant profit au maximum des moyens technologiques à leur portée, les spécialistes des ressources humaines peuvent considérablement influencer les résultats financiers de leur organisation. Le rôle que le service des RH joue au sein d'une entreprise deviendra de plus en plus stratégique à mesure que la technologie contribuera à rehausser la prestation et la qualité des services offerts aux clients.



## LE MONDE VIRTUEL DE L'ASSURANCE ET DE LA GESTION DES RISQUES

Nous avons visité le site Web de L'Association de Genève

<http://www.genevaassociation.org>

L'Association internationale pour l'étude de l'économie de l'assurance, connue sous le nom de L'Association de Genève, est une association internationale unique constituée par quelque 80 dirigeants et chefs de la direction parmi les plus importantes sociétés d'assurance dans le monde. Son objectif principal est lié aux recherches portant sur l'influence grandissante des activités des sociétés d'assurance dans tous les secteurs de l'économie. L'Association tente d'identifier les grandes tendances et les défis stratégiques dans lesquels l'assurance joue un rôle substantiel.

L'Association sert aussi de forums d'idées, en offrant à ses membres une sorte de tribune où les chefs de file des sociétés peuvent échanger et débattre des défis stratégiques dans le secteur de l'assurance.

Elle sert aussi de catalyseur sur le plan de l'innovation, à une époque où la nouvelle économie est associée à des changements fondamentaux, marqués par des développements de première importance et sans cesse accrus

Ce site contient plusieurs renseignements sur L'Association de Genève, qui est une association à but non lucratif, ainsi que diverses rubriques, telle la liste des publications, des programmes de recherche, des principaux événements ou appels de communications.

---

*Nous invitons les lecteurs, les entreprises, les associations ou les organismes d'assurance à nous faire connaître leur site. C'est avec plaisir que nous y naviguerons en vue de le faire découvrir aux lecteurs de ASSURANCES.*

## **THE VIRTUAL WORLD OF INSURANCE AND RISK MANAGEMENT**

**We have visited the Web site of The Geneva Association**

<http://www.genevaassociation.org>

The International Association for the Study of Insurance Economics, or by the short name The Geneva Association, is a unique world organisation formed by a maximum of 80 chief executive officers from the most important insurance companies in the world. Its main goal is to research the growing importance of worldwide insurance activities in all sectors of the economy. The Association tries to identify fundamental trends and strategic issues where insurance plays a substantial role or which influence the insurance sector.

The Geneva Association also acts as a forum for its member, providing a worldwide unique platform for the top insurance CEOs, in order that they may exchange ideas and discuss key strategic issues.

The Geneva Association serves as a catalyst for progress in this unprecedented period of fundamental change in the insurance industry and its growing importance for the further development of the modern economy.

The website contains more information about The Geneva Association, which is a non-profit organisation, where we also could find the following : List of Publications, Research Programs, Events and Call for Papers.

---

**Readers, as well as insurance companies, associations and entities are encouraged to let us know their Web page. We will be pleased to check it out and tell our readers about it.**



Marsh & McLennan Companies a fait ses débuts en 1871. Les produits d'exploitation ont atteint 9,2 milliards de dollars en 1999 et notre société figure aujourd'hui sur la liste des *Fortune 500*.

Dans le monde entier, plus de 50 000 professionnels mettent leurs capacités d'analyse, de conseil et de négociation au service de nos clients dans plus de 100 pays.

## Pour un monde de risques en évolution : les solutions de Marsh Canada

**U**ne mauvaise gestion des risques critiques peut transformer votre stratégie d'entreprise en situation de crise. MMC a récemment réalisé une étude qui révèle que, dans les cinq dernières années, 10 % des entreprises qui figurent sur la liste des *Fortune 1000* ont perdu jusqu'à un quart de leur valeur marchande en raison de risques non reconnus par les assurances traditionnelles.

Parmi ces risques nous retrouvons :

- **Les risques stratégiques** : concurrence, demande insuffisante, réglementation, échecs en recherche et développement
- **Les risques financiers** : volatilité des taux d'intérêt, devises étrangères ou marché des produits de base
- **Les risques d'opération** : dépassement des coûts, risques reliés à la chaîne d'approvisionnement, échecs en matière de contrôle de la qualité, irrégularités comptables
- **Les risques catastrophiques** : contamination alimentaire et rappel de produits, catastrophes aériennes

La pression exercée sur les marchés et les conseils d'administration ne cesse d'augmenter pour que des niveaux de performance toujours plus élevés et des résultats toujours mieux ciblés soient atteints. C'est pourquoi la haute direction des entreprises s'est mise à la recherche d'idées novatrices pour traiter l'ensemble de ces risques.

Marsh, leader mondial de services de gestion de risques, met à votre disposition une gamme complète de solutions permettant d'identifier, d'évaluer, d'atténuer et de transférer de tels risques de façon systématique et réfléchie.

Contrairement à d'autres entreprises qui ne se spécialisent qu'en certains domaines, Marsh, en collaboration avec d'autres sociétés de MMC, peut vous fournir une gamme incomparable de services :

- **Marsh Canada Limitée** – conseil en assurances et en gestion de risques, contrôle des risques catastrophiques et plans de continuité des affaires
- **William M. Mercer Limited** – ressources humaines et protection sociale
- **Marsh Global Risk Financing** – systèmes élaborés de financement des risques
- **Mercer Management Consulting** – risques stratégiques et risques relatifs à la chaîne d'approvisionnement
- **M&M Securities** – structure et orientation des marchés et instruments financiers
- **NERA** – recherches et analyses dans les domaines juridiques et de la réglementation, possibilité de modélisation des risques d'entreprises
- **Lippincott & Margulies** – expertise et évaluation des risques reliés aux marques et images de marque des entreprises
- **Guy Carpenter** – modélisation des risques actuariels et catastrophiques, conseils et services de courtage dans le domaine de la réassurance

**Marsh a pour mission de faire converger ses connaissances, son expertise et ses ressources pour fournir à ses clients des solutions de gestion de risques innovatrices et complètes.**



ROYAL &  SUNALLIANCE  
*Un avenir rassurant depuis 1710<sup>e</sup>*

[www.royalsunalliance.ca](http://www.royalsunalliance.ca)

**Forte d'une tradition  
d'excellence qui  
remonte au 18<sup>e</sup> siècle,  
la Royal & SunAlliance  
met à votre service un  
savoir-faire et une intégrité  
qui ont acquis la patine du  
temps.**

**Notre Société jouit d'une  
réputation de stabilité et de  
fiabilité, atouts inestimables  
et promesses auxquelles  
peu d'entreprises n'ont  
jamais failli.**

**C'est pourquoi la Royal &  
SunAlliance est aujourd'hui  
un leader de l'industrie  
canadienne des assurances  
de dommages.**

Vous avez droit aux  
**meilleures  
solutions.**



Que diriez-vous d'un cabinet d'avocats qui se présente comme un partenaire en affaires plutôt qu'uniquement comme un défenseur de vos droits? Chez *Lavery, de Billy*, nous proposons toujours à nos clients des solutions pratiques et durables et nous ne faisons aucun compromis dans notre quête d'excellence. Les professionnels de nos équipes sont prêts à relever tous les défis que vous voudrez bien leur proposer, et ce, dans la quasi-totalité des grands secteurs d'activité juridique.



**LAVERY, DE BILLY**

AVOCATS

*Une vision moderne*

[www.laverydebilly.com](http://www.laverydebilly.com)

Montréal : (514) 871-1522 • Québec : (418) 688-5000 • Laval : (450) 978-8100 • Ottawa : (613) 594-4936

# **PICARD GARCEAU PASQUIN PAGE VIENS**

## **AVOCATS**

Paul Picard, LL.L.

André Pasquin, LL.L.

Pierre Viens, LL.L.

Jean Rivard, LL.L.

Lucie B. Tétreault, LL.B., LL.M.

Geneviève Derigaud, LL.L.

Luc Séguin, LL.L.

Paul Cooper, LL.B.

Anne Marie Sabbagh, LL.B.

Michel Garceau, LL.L.

Philippe Pagé, LL.L.

Pierre Boulanger, LL.L.

Georges Pagé, LL.L.

Luc Lapierre, LL.B.

Pierre Bazinet, LL.B.

Louis-Martin Richer, LL.B.

François Laplante, LL.B.

Fannie Paquette, LL.B.

204, Place d'Youville  
Montréal (Québec) H2Y 2B4  
Téléphone : (514) 845-5171  
Télécopieur : (514) 845-5578



# DES SERVICES TAILLÉS À VOTRE MESURE

Quels que soient les enjeux,  
notre engagement envers nos clients  
a un but primordial :  
les assurer des services à la mesure  
de leurs besoins.

Notre expérience, notre compétence  
et notre savoir-faire en sont  
votre assurance.



**Bélanger Sauvé**

AVOCATS

AGENTS DE MARQUES DE COMMERCE

1, Place Ville Marie, Bureau 1700, Montréal (Québec) H3B 2C1  
Téléphone : (514) 878-3081 • Télécopieur : (514) 878-3053  
[www.belangersauve.com](http://www.belangersauve.com)

---

**Réassurance  
I.A.R.D.**

**Traité  
Facultative**

**Proportionnelle  
Excédent de sinistre**

---



**La Munich du Canada,  
Compagnie de Réassurance**

---

**PEPIN LETOURNEAU**

**AVOCATS**

Alain Letourneau, C.R.  
Claude Paquette  
André Cadieux  
Anne Jacob  
Yves Carignan  
Rémi Tremblay  
Marc-André Raymond  
Stéphanie Robillard  
Benoît Chartier  
Nathalie Bédard  
Marie-Ève Asselin

Le bâtonnier Guy Pepin, C.R.  
Daniel Letourneau  
Michel Beauregard  
Charles E. Bertrand  
Céline Gervais  
Pascale Caron  
Guylaine Mallette  
Martin André Roy  
Érik P. Masse  
Paul Robert

Robert J. Lafleur  
Alain Lavolette  
René Vallerand, L.L.L.  
Jean-François Lépine  
Chantale Massé  
Jean Charrette  
Gilbert Hourani  
François Joubert  
Mylène Demers  
Stéphanie Legros

**CONSEIL**

**L'HONORABLE SÉNATEUR NORMAND GRIMARD, C.R.**

Suite 2200  
500, Place D'Armes  
Montréal H2Y 3S3

Téléphone : (514) 284-3553

Télécopieur : (514) 284-2173

Adresse électronique : [pepinletourneau@peplex.net](mailto:pepinletourneau@peplex.net)

**ÉQUIPE  
EN DROIT  
DE L'ASSURANCE**

Daniel Bellemare, c.r.

Joëlle Boisvert

Chloé Charbonneau-Jobin

Marie-Julie Croteau

C. François Couture

Michel Dupont\*

Benoît Emery

Jocelyne Gagné

Claude Girard\*

Paule Hamelin

Louis Huot\*

Pierre Legault

Éric Lemay\*

Réjean Lizotte

Michel McMillan

Sonia Paradis

Mélanie Robert\*

Marie St-Pierre

Michèle St-Onge

Annie Turcotte

Visitez notre site : [www.ddsm.ca](http://www.ddsm.ca)



**DESJARDINS DUCHARME STEIN MONAST**

SOCIÉTÉ EN NOM COLLECTIF

AVOCATS

**VOUS AVEZ LE DROIT DE RÉUSSIR**

**MONTRÉAL**

600, RUE DE LA GAUCHETIÈRE OUEST  
BUREAU 2400, MONTRÉAL (QUÉBEC)

H3B 4L8

TÉLÉPHONE : (514) 878-9411

TÉLÉCOPIEUR : (514) 878-4800

**QUÉBEC**

1150, RUE DE CLAIRE-FONTAINE  
BUREAU 300, QUÉBEC (QUÉBEC)

G1R 5G4

TÉLÉPHONE : (418) 529-6531

TÉLÉCOPIEUR : (418) 523-5391

**MEMBRE DE**

LEX MUNDI, CHEF DE FILE  
MONDIAL DES ASSOCIATIONS  
DE CABINETS D'AVOCATS  
INDÉPENDANTS

**INTERNET**

SITE WEB :  
[www.ddsm.ca](http://www.ddsm.ca)  
COURRIEL :  
[avocat@ddsm.ca](mailto:avocat@ddsm.ca)



*Votre partenaire pour la vie!*

Suisse de Réassurances  
Vie et Santé Canada  
1010, rue Sherbrooke Ouest  
17<sup>e</sup> étage  
Montréal (Québec)  
H3A 2R7

Tél. : (514) 288-3134  
Fax : (514) 288-8808



**MARCHAND  
MAGNAN  
MELANÇON  
FORGET**  
AVOCATS - S. E. N. C.

*NOTRE ÉQUIPE ASSURANCE*

PAUL A. MELANÇON  
JEAN-FRANÇOIS DESÎLETS  
FRANÇOIS HACHÉ  
KIM SHEPPARD  
PANAGIOTA KALANTZIS

PIERRE MAGNAN <sup>(1)</sup>  
BERTRAND PAIEMENT  
MARIE-CLAUDE THIBAUT  
RUTH VEILLEUX  
STÉPHANE PALARDY

YVES FORGET  
YVES TOURANGEAU <sup>(2)</sup>  
MARTINE TRUDEAU  
HUGUES DUGUAY, LL.M. (NYU)

(1) arbitre accrédité (CACNIQ) en matières civiles et commerciales  
(2) médiateur en matières civiles et commerciales

CONSEIL : LE BÂTONNIER YVON JASMIN, c.r.

1, Place Ville-Marie, bureau 1900, Montréal (Québec) H3B 2C3  
Téléphone : (514) 393-1155 Télécopieur : (514) 861-0727  
Courriel : info@mmmfavocats.com

# LEADERSHIP ET SERVICE

## VERS DE NOUVEAUX SOMMETS



Chef de file du marché canadien de l'affinité, Meloche Monnex est le principal prestataire de services d'assurances automobile, habitation, voyage et micro-entreprise offerts aux membres d'associations de professionnels, de diplômés et d'étudiants universitaires. Plus de 130 groupes parrainent nos programmes d'assurance uniques et plus de 270 000 clients nous font confiance année après année.

Nous cherchons constamment à atteindre de nouveaux sommets dans la poursuite de notre engagement, soit celui d'offrir à notre clientèle d'excellents produits ainsi qu'un service personnalisé de qualité exceptionnelle pour lequel nous sommes reconnus depuis plus de 50 ans.

**1 888 589-5656**

**[www.melochemonnex.com](http://www.melochemonnex.com)**

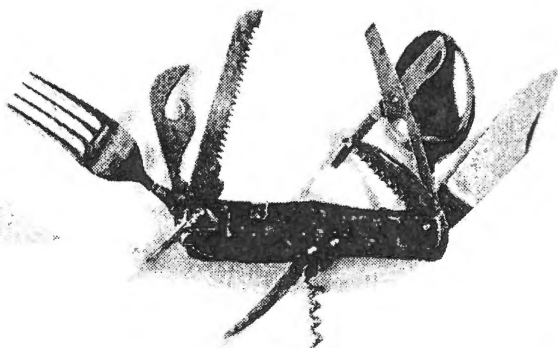


**Meloche Monnex**

Notre science... l'assurance,  
notre art... le service



## Droit



## Droit au but

**Borden Ladner Gervais** ne donne JAMAIS de conseils unidimensionnels.

Notre équipe de 600 avocats, agents de propriété intellectuelle et autres professionnels adopte une vision d'ensemble pour offrir des conseils pratiques et judicieux. Nous fournissons une panoplie d'outils de travail à nos clients régionaux, nationaux et internationaux dans plus de 90 domaines de pratique incluant le droit des assurances.

Nous retroussons nos manches pour faire équipe avec vous.

Résolument novatrice et audacieuse, notre vision conjugue la force d'un cabinet national avec un engagement à demeurer le partenaire privilégié des entreprises canadiennes.

NOUS NE SOMMES PAS un cabinet d'avocats traditionnel.

**NOUS SOMMES le cabinet du nouveau monde des affaires.**

**Borden Ladner Gervais s.r.l.**

Avocats • Agents de brevets et de marques de commerce  
Lawyers • Patent & Trade-mark Agents

Calgary (403) 232-9500  
Montréal (514) 879-1212  
Ottawa (613) 237-5160  
Toronto (416) 367-6000  
Vancouver (604) 687-5744



**BORDEN  
LADNER  
GERVAIS**

**Oser**

[www.blgcanada.com](http://www.blgcanada.com)





# La sécurité, c'est personnel

## La Sécurité devient La Personnelle

Pour nous, évoluer signifie aller toujours plus loin pour répondre aux besoins de plus en plus personnels des membres de nos groupes partenaires.

Cette capacité à vous protéger et à vous faire économiser est plus vraie que jamais grâce au regroupement des activités de La Sécurité, assurances générales et de La Personnelle.

**Toujours l'assureur recommandé par votre employeur,  
La Sécurité est maintenant plus personnelle que jamais.  
Elle vous servira désormais sous le nom de La Personnelle,  
assurances générales.**

École des  
Hautes Études  
Commerciales



**La Personnelle**  
assurances générales

[www.quebec.lapersonnelle.com](http://www.quebec.lapersonnelle.com)

Montréal: (514) 281-8121 • Québec: (418) 835-6806 • Sans frais: 1 800 363-6344



Votre assureur de groupe automobile et habitation

# ***Appel de communications***

## **Conférence internationale sur le RISQUE DE CRÉDIT**

HEC–Montréal, Canada

11–12 avril 2002

L'objet de la conférence est de discuter des nouveaux développements théoriques et empiriques du risque de crédit, une composante importante de la gestion des risques. Ce risque est actuellement l'objet d'une révision menée par le Comité de Bâle, qui doit établir de nouvelles directives touchant le calcul du capital réglementé. Il constitue un important sujet de recherche concernant sa gestion en portefeuille, les facteurs des écarts de rendements des obligations et les fondements des instruments de protection des risques des obligations dans les marchés financiers, comme celui des dérivés de crédit. Par contre, les mesures empiriques du risque de crédit sont très peu satisfaisantes. Par exemple, les facteurs explicatifs des probabilités de défaut et des taux de recouvrement ne sont pas bien identifiés, particulièrement en ce qui concerne les dettes non cotées par les agences de notation. Plusieurs questions théoriques demeurent sans réponse. Particulièrement, les interrelations entre les risques de marché, de crédit et de liquidité demeurent difficiles à modéliser et la tarification des dettes avec collatéral n'est qu'à un stade embryonnaire.

Les soumissions de présentations touchant un des sujets mentionnés plus haut ou d'autres, relatifs au risque de crédit, doivent être transmises aux membres du comité organisateur avant le 15 janvier 2002 :

Michel Crouhy ([michel.crouhy@cibc.ca](mailto:michel.crouhy@cibc.ca)),  
Georges Dionne ([georges.dionne@hec.ca](mailto:georges.dionne@hec.ca)),  
Philippe Jorion ([pjorion@uci.edu](mailto:pjorion@uci.edu)).

Les propositions retenues seront annoncées le 30 janvier 2002 et les auteurs seront invités à soumettre leur article au *Journal of Risk*. La conférence est soutenue financièrement par IFM<sup>2</sup>, CIBC et la Chaire de gestion des risques de l'École des HEC à Montréal.



## ***Call for papers***

# **International Conference on CREDIT RISK**

**HEC–Montreal, Canada  
April 11–12, 2002**

The object of this conference is to discuss new empirical and theoretical developments in credit risk analysis. Credit risk is a central issue in risk management. It is currently under review by the Basle Committee to establish new guidelines for capital adequacy. It is an important research topic related to credit risk portfolio management, to the explanatory factors of yield spreads and it is the foundation of bond credit protection, such as credit derivatives, in financial markets. However, empirical measures of credit risk are unsatisfactory. For example, the explanatory factors of default probabilities and of recovery rates are not well identified, especially, for non-rated debt. Many theoretical questions remain open. Particularly, the interrelations between market, credit and liquidity risks remain difficult to model and the pricing of collateralized debt obligations is not well developed.

Papers related to the topics mentioned above or to other subjects related to credit risk can be submitted to the organizational committee before January 15, 2002:

Michel Crouhy ([michel.crouhy@cibc.ca](mailto:michel.crouhy@cibc.ca)),  
Georges Dionne ([georges.dionne@hec.ca](mailto:georges.dionne@hec.ca)),  
Philippe Jorion ([pjorion@uci.edu](mailto:pjorion@uci.edu)).

Successful authors will be notified by January 30, 2002, and will be invited to submit their paper to the *Journal of Risk*. The conference is sponsored by IFM<sup>2</sup>, CIBC and the Risk Management Chair at HEC–Montreal.

# Assurances

Revue trimestrielle consacrée à l'assurance et à la gestion des risques

## Les chroniques

Voici l'éventail et la description des chroniques régulières :

**Chronique actuarielle :** tirée du bulletin mensuel du Groupe-conseil Aon Inc.

**Chronique de documentation :** compte rendu de livres

**Chronique juridique :** commentaire de jugements ou de lois

**Commentaires d'articles :** opinions critiques de lecteurs

**Document :** reproduction d'un texte ou d'un article ayant une valeur historique

**Études techniques :** analyses particulières

**Faits d'actualité :** événements marquants commentés par le rédacteur en chef

**Garanties particulières :** études sur des garanties inédites ou une nouvelle police

**Gestion des risques :** étude, analyse, conférence applicable à la gestion des risques

**IBC News/Nouvelles du BAC :** nouvelles de l'industrie publiées par le BAC

**Intermédiaires de marché :** études applicables aux agents, aux courtiers ou aux experts en sinistre

**Page de l'internaute :** description du site Web d'une compagnie ou organisme

**Projets de recherche des chaires :** projets réalisés par les trois chaires canadiennes en assurance et gestion des risques

**Reinsurance Dialogue :** échange entre deux représentants du milieu de la réassurance

**Tendances :** nouvelles orientations commentées par le Centre de documentation du groupe Aon.

## Columns

The following is a list and description of regular columns:

**Chronique actuarielle:** excerpt from the Groupe-conseil Aon Inc. newsletter

**Chronique de documentation:** book review

**Chronique juridique:** commentary on laws or judgments

**Commentaires d'articles:** readers' critical opinions

**Document:** reprint of a text or article with historical value

**Études techniques:** technical analysis

**Faits d'actualité:** editor's comments on current events

**Garanties particulières:** special guarantees or new wording analysis

**Gestion des risques:** studies or conferences on risk management

**IBC News/Nouvelles du BAC:** news from the industry published by IBC

**Intermédiaires de marché:** studies on agents, brokers or loss adjusters

**Internet Surfer Page:** Web site description of a company or organism

**Projets de recherche des chaires :** projects of research conducted by the three Canadian Insurance and Risk Management Chairs

**Reinsurance Dialogue:** discussion between two reinsurance's representatives

**Tendances:** new trends reported by Aon Group Documentation Center.

## **Les articles publiés dans Assurances sont répertoriés dans :**

*Index à la documentation juridique au Canada, Index de périodiques canadiens, Index to Canadian Legal Periodical Literature, Index to Legal Periodicals & Books, Annuaire de jurisprudence et de doctrine du Québec, Insurance Journal Index, Insurance Periodical Index, Répère et Corpus Almanac & Canadian Sourcebook.*

### **Politique éditoriale**

*Assurances* est publiée trimestriellement, soit en avril, en juillet, en octobre et en janvier. Elle contribue, par des études ou des recherches, à mieux faire connaître l'assurance et ses techniques, dans les branches IARD ou vie, ainsi que la gestion des risques.

Les textes sous la rubrique «Articles généraux» doivent être transmis au chef de la rédaction, en français ou en anglais, deux mois avant le mois de publication. Ils doivent être dactylographiés. Ils ne doivent pas dépasser 30 pages, à un interligne et demi, sur papier 8 1/2" x 11" et ils doivent être accompagnés d'une disquette, format Word PC ou Macintosh, ou format compatible. Ils peuvent également être acheminés par courrier électronique.

Chaque texte est accompagné d'un résumé en français et en anglais.

Les textes sous la rubrique «Articles évalués» doivent être transmis au chef de la rédaction au moins trois mois avant le mois de publication. Ils font l'objet d'une évaluation par un membre du Comité international de lecture et/ou par un évaluateur externe.

Les auteurs reçoivent gratuitement trois exemplaires du numéro de la revue auquel ils ont collaboré.

La Revue se réserve le droit d'apporter certaines corrections quant à la forme, sur les plans grammatical ou orthographique ou conformément à ses normes typographiques.

Les articles n'engagent que leurs auteurs.

La Revue tient à remercier sincèrement les sociétés, les fondations ou les organismes qui, par leur publicité ou des subventions, contribuent à son financement.

## **Articles are indexed in the following publications:**

*Index à la documentation juridique au Canada, Index de périodiques canadiens, Index to Canadian Legal Periodical Literature Index to Legal Periodicals & Books, Annuaire de jurisprudence et de doctrine du Québec, Insurance Journal Index, Insurance Periodical Index, Répère and Corpus Almanac & Canadian Sourcebook.*

### **Editorial policy**

*Assurances* is published four times a year, in April, July, October and January. The paramount objective is to publish studies or research works on property & casualty insurance and life insurance, as well as risk management.

French or English manuscripts intended for publication under the "General articles" section must be sent to the Editor-in-chief at least two months before the month of publication. Manuscripts must be typed, 1 1/2-spaced, on 8 1/2" by 11" paper, and should not exceed 30 pages, along with a diskette containing the article in Word PC or Macintosh or compatible word-processor format or transmitted by E-Mail.

Each manuscript must be accompanied by an abstract in French and in English.

Manuscripts under the "Evaluated articles" section must be sent to the Editor-in-chief at least three months before the month of publication. They are further evaluated by a member of the International Editorial Board and/or by an external referee.

Authors will receive three issues containing their article, free of charge.

The Editors reserve the right to make appropriate changes related to correctness of grammar or spelling, or to ensure conformity to Journal style.

Opinions expressed in *Assurances* are solely those of the authors.

The Editor would like to express his gratitude to the corporations, foundations and organizations, who have financed *Assurances* through advertisements and subsidies.



*Pour harmoniser vos stratégies de ressources  
humaines avec vos stratégies d'affaires*

## *Groupe-conseil Aon*

- Assurance collective
- Communications
- Rémunération
- Ressources humaines
- Régimes de retraite
- Santé et sécurité au travail

Montréal - (514) 845-6231 • CÉ : [solutions@gcaon.com](mailto:solutions@gcaon.com)

Québec - (418) 650-1119 • CÉ : [solutions@gcaon.com](mailto:solutions@gcaon.com)

Québec - Montréal - Ottawa - Toronto - London - Thunder Bay  
Winnipeg - Saskatoon - Regina - Edmonton - Calgary - Vancouver

*Pour harmoniser vos stratégies de gestion des  
risques avec vos stratégies d'affaires*

## *Aon Parizeau • Aon Reed Stenhouse*

- Assurance de risques financiers ou d'affaires  
et programmes d'assurances complets
- Projets internationaux
- Programmes d'assurances pour regroupements  
ou associations
- Contrôle des risques
- *AonLine*, système de communication Internet  
en gestion de risques

Montréal - (514) 842-5000 • CÉ : [montreal@aon.com](mailto:montreal@aon.com)

Québec - (418) 529-1234 • CÉ : [quebec@aon.com](mailto:quebec@aon.com)

Halifax - St-John's - Québec - Sherbrooke - Montréal - Ottawa - Niagara Falls  
Windsor - Toronto - London - Hamilton - Sarnia - Thunder Bay - Winnipeg  
Saskatoon - Regina - Edmonton - Calgary - Grande Prairie - Prince George  
Vancouver - Victoria - Whitehorse - Yellowknife

## MISSION

La revue *Assurances* est éditée par la Chaire de gestion des risques de l'École des Hautes Études Commerciales. Elle suit l'évolution de l'assurance au Canada et à l'étranger depuis 1932. Elle aborde, sous les angles théorique et pratique, tous les aspects reliés à l'assurance et à ses techniques, y compris ceux reliés à la distribution et au droit de l'assurance. Elle s'intéresse également à la gestion des risques.

Grâce à ses collaborateurs de renom et à ses fidèles annonceurs, la revue *Assurances* constitue, à un prix très abordable, une source documentaire utile à la compréhension de l'assurance IARD et de l'assurance de personnes.

---

*Assurances*, which has been keeping abreast of the progress in the field of insurance since 1932, is published by the Risk Management Chair of the École des Hautes Études Commerciales. The Journal examines the theory and practice of insurance and its techniques, as well as areas and activities related to insurance law and the distribution of insurance products. *Assurances* also contains articles on risk management.

Thanks to our renowned contributors and loyal advertisers, *Assurances*, which is available at a reasonable price, has become a very useful tool for understanding property & casualty insurance and life insurance.

The logo for HEC (École des Hautes Études Commerciales) consists of the letters 'HEC' in a bold, stylized, blocky font. The letters are white with a black outline, set against a dark background.

École des Hautes Études Commerciales