

# Fusions et économies de dimension sur le marché des assurances générales au Québec

## Mergers and Economies of Scale in the Quebec Property-Liability Insurance Industry

J.-François Outreville et Carol Proulx

Volume 61, numéro 3, septembre 1985

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/601338ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/601338ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Outreville, J.-F. & Proulx, C. (1985). Fusions et économies de dimension sur le marché des assurances générales au Québec. *L'Actualité économique*, 61(3), 350–361. <https://doi.org/10.7202/601338ar>

Résumé de l'article

À l'aide d'une analyse de régression en coupe instantanée l'auteur tente de mesurer l'importance des économies de dimensions dans l'industrie des assurances générales avant 1978 et d'expliquer l'augmentation des fusions dans cette industrie, au Québec, entre 1978 et 1981. Les deuxième et troisième sections portent sur la question du choix d'une approche pertinente au problème de mesure des économies de dimension dans cette industrie. La dernière partie présente les résultats empiriques.

## FUSIONS ET ÉCONOMIES DE DIMENSION SUR LE MARCHÉ DES ASSURANCES GÉNÉRALES AU QUÉBEC

J. François OUTREVILLE\*  
et  
Carol PROULX\*\*

À l'aide d'une analyse de régression en coupe instantanée l'auteur tente de mesurer l'importance des économies de dimensions dans l'industrie des assurances générales avant 1978 et d'expliquer l'augmentation des fusions dans cette industrie, au Québec, entre 1978 et 1981. Les deuxième et troisième sections portent sur la question du choix d'une approche pertinente au problème de mesure des économies de dimension dans cette industrie. La dernière partie présente les résultats empiriques.

*Mergers and Economies of Scale in the Quebec Property-Liability Insurance Industry.* — Cross section regressions are used to evaluate the extent of economies of scale in the property-liability insurance industry prior to 1978 and to explain the increased number of mergers between 1978 and 1981 in the Quebec market. The second and third section of this paper discusses the appropriate approach to the problem of measuring economies of scale in the insurance industry. The fourth section describes the data and the empirical results.

---

### I- INTRODUCTION

Une des caractéristiques du marché de l'assurance IARD (incendie, accidents et risques divers) est qu'il se compose d'un grand nombre de firmes vendant un produit homogène ; la concentration y est peu importante et la liberté d'entrée y souffre peu d'entraves<sup>1</sup>.

---

\* Professeur agrégé de finance et assurance à l'Université Laval. Ce papier a été écrit alors que l'auteur était professeur visiteur au CESA (HEC-ISA-CFC) en France.

\*\* MBA, diplômé de l'Université Laval, analyste au MIRE.

1. Pour une revue de la littérature sur l'hypothèse de concurrence parfaite des marchés d'assurances IARD, voir Loubergé (1981).

La structure du marché et le niveau de compétition ne sont pourtant pas statiques dans le temps<sup>2</sup>. Cette situation existe au Canada (Quirin *et al.*, 1974) et a été amplifiée au Québec par la nationalisation partielle de l'assurance automobile en mars 1978 (Outreville, 1984).

Depuis quelques années, le marché québécois des assurances privées est marqué par plusieurs initiatives de fusions et acquisitions. Ainsi uniquement pour les années 1979 à 1981, on a pu recenser quarante-quatre fusions, soit environ 81% de toutes les fusions réalisées sur la période 1972-1981 (tableau 1).

D'autre part, l'étude de l'évolution de ce marché est primordiale si l'on considère, toujours au Québec, la nouvelle situation créée par l'adoption en juin dernier d'un nouveau cadre réglementaire d'activités des compagnies d'assurance à charte du Québec. Des raisons fiscales, de diversification géographique ou de diversification des lignes d'assurances sont envisageables pour expliquer les avantages reliés à une fusion. La politique gouvernementale d'intervention dans le marché de l'assurance automobile et au niveau des activités du marché de l'assurance en général a certainement eu un effet sur la situation du marché de l'assurance générale au Québec.

TABLEAU I  
NOMBRE DE COMPAGNIES OPÉRANT AU QUÉBEC

Assureurs ayant détenu un permis pour opérer au Québec (Secteur I.A.R.D.)										
Type de Société	Années									
	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981
Compagnies	325	315	269	262	249	244	246	240	249	252
Mutuelles de Paroisses	260	253	240	224	219	214	192	87	27	22
Courtiers spéciaux	27	30	27	27	27	—	—	—	—	—
Sociétés mutuelles	—	—	—	—	11	11	18	37	50	50
Total	612	598	536	513	506	469	456	364	326	323
Entrées, sorties et fusions (Secteur I.A.R.D.)										
	Années									
	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981
Entrées	5	5	7	8	7	3	7	16	24	15
Sorties	12	13	19	23	10	9	13	13	6	1
Fusions	—	1	—	1	—	2	6	23	17	4

SOURCE: Rapport Annuel du Surintendant des Assurances du Québec (1982).

2. Un aspect très débattu de la théorie des assurances est la question de l'inexistence d'un équilibre de Cournot-Nash sur les marchés concurrentiels d'assurance, montrée par Rothschild et Stiglitz (1975), Wilson (1977) et Spence (1978).

Le but de cet article est d'étudier la situation concernant l'existence d'économies de dimension au niveau des frais de gestion des activités d'assurance avant et après 1978. L'étude de Joskow (1973) sur le marché américain des assurances dommages lui permet de conclure à l'inexistence d'économies de dimension, sauf pour le cas des compagnies mutuelles se spécialisant en assurance automobile. Dans la première étude réalisée sur le marché canadien, Quirin *et al.* (1974) concluent qu'il n'existe pas d'économies de dimension et ce dans aucune des lignes d'assurance IARD. Ils observent des coûts constants quelle que soit la taille et ce pour les années 1967 et 1969. Par contre, ils admettent observer des économies dues à la taille pour l'année 1965. Dans une étude plus récente réalisée à partir de la moyenne des années 1976 à 1978 pour les compagnies à charte canadienne, Doherty (1981) démontre l'existence d'économies de dimension significatives dans l'industrie de l'assurance IARD au Canada.

Du fait de l'intérêt de l'intervention gouvernementale, nous limiterons notre analyse au Québec. Nous montrerons qu'il y a eu une évolution très nette du marché dans le sens d'une diminution des économies de dimension. Dans les prochaines sections, nous présenterons le cadre méthodologique de notre recherche, puis les résultats empiriques.

## II- LA LITTÉRATURE SUR LES ÉCONOMIES DE DIMENSION EN ASSURANCE

Dans cette section, nous allons expliquer les problèmes rencontrés dans les études sur les économies de dimension en assurance et plus particulièrement le choix d'une mesure de taille pour une compagnie d'assurance, le choix d'une fonction de coût, le choix des variables pouvant influencer les coûts d'exploitation des compagnies d'assurance.

### *Une mesure de taille*

Le problème d'une mesure adéquate de la taille d'une compagnie d'assurance se retrouve dans toutes les études sur les économies de dimension. Il est en effet impossible de trouver une mesure qui soit équivalente aux unités physiques produites par une entreprise manufacturière, du fait de l'inversion du cycle de production, caractéristique de l'industrie de l'assurance.

En utilisant les primes acquises comme mesure de taille, Houston et Simon (1970) renaient l'hypothèse d'homogénéité des produits quelles que soient les entreprises. La principale alternative à cette mesure a été suggérée par Cummins et Vanderhei (1978) et par Doherty (1981). Selon leurs études, les primes ne sont pas indépendantes des politiques de prix des compagnies car les assurés peuvent éventuellement être les bénéfi-

ciaires des économies de dimension réalisées par la compagnie. Il y aurait donc une sous-estimation de ces économies lorsque l'on utilise les primes comme mesure de taille. Le montant des sinistres payés est alors proposé comme la meilleure alternative puisqu'on peut le considérer comme la production effective des compagnies d'assurance.

*Le choix d'une fonction de coût*

Par définition, des économies de dimension existent lorsque les coûts moyens de production sont négativement reliés aux volumes de production donc à la taille des firmes. La plupart des études ont privilégié une fonction de type Cobb-Douglas linéarisée en prenant le logarithme afin de mesurer cette relation entre les coûts et la production (Houston et Simon, 1970; Joskow, 1973; Cummins, 1977; Johnson *et al.*, 1981). Les hypothèses relatives à la validité d'une fonction de ce type sont en général acceptables dans le cas des institutions financières (Benston, 1972).<sup>3</sup>

*Les autres variables pouvant influencer les coûts d'exploitation*

Le mode de distribution des produits est une des caractéristiques majeures qui différencie les compagnies d'assurances entre elles. Selon qu'une société opte pour une distribution par le biais d'agents ou par le biais de courtiers indépendants, les coûts s'en trouvent affectés. Si une firme distribue ses produits par le biais de courtiers, les commissions payées sont élevées. Par contre, lorsque l'accent est mis sur la vente directe, ce sont les frais généraux d'opérations qui augmentent. Cummins et Vanderhei (1979) ont trouvé pour les États-Unis qu'il était plus coûteux, dans l'ensemble, pour une compagnie d'opter pour un système de distribution des produits par courtier que par vente directe.

Qu'une compagnie soit mutuelle ou à capital-actions, peut aussi influencer les coûts. L'hypothèse qu'une compagnie à capital-actions atteint une plus grande efficacité au niveau des coûts d'opération est généralement proposée. En fait cette variable ne s'est révélée significative que dans le cas de l'étude de Blair, Jackson et Vogel (1975) pour le secteur de l'assurance maladie aux États-Unis. Du fait de la spécificité du marché canadien, il peut être aussi intéressant de tenir compte du type de charte de la société.

La spécialisation d'une compagnie d'assurance, dans certaines lignes d'affaires, peut aussi être une variable importante influençant les coûts d'exploitation d'une compagnie. En assurance IARD, c'est l'importance

---

3. Si l'on faisait l'hypothèse de déséconomies dues à la taille, la fonction à estimer devrait être quadratique (en forme de U). Une telle fonction a été testée sans succès par Houston et Simon (1970) pour le secteur de l'assurance-vie.

relative du portefeuille d'assurance automobile que l'on retrouve comme variable dans la plupart des études. Cette variable est significative dans les travaux de Hammond, Mélander et Shilling (1971), Joskow (1973) et de Cummins et Vanderhei (1979) pour le marché américain ainsi que dans l'étude de Skogh (1982) réalisée en Suède.

Finalement, on retrouve dans les travaux de Joskow (1973), Cummins et Vanderhei (1979) et Doherty (1981) une variable de réassurance, soit le ratio des primes cédées sur les primes souscrites, qui affecte les coûts d'exploitation des compagnies du fait des avantages de financement des opérations liés à la réassurance.

### III- MÉTHODOLOGIE

Conformément aux travaux réalisés dans le domaine, notre étude reprend l'hypothèse d'une fonction de type Cobb-Douglas linéarisée. Doherty (1981) reconnaît dans son étude que l'utilisation du volume des sinistres encourus comme mesure de la taille n'est encore qu'une approximation de la vraie mesure et suggère de tester plusieurs mesures de taille. C'est cette approche que nous prenons ici.

Une des hypothèses d'un marché de concurrence parfaite est qu'il ne devrait pas exister, entre autres, de relation significative entre la taille des entreprises sur ce marché et la qualité et le prix de produits équivalents. On admet habituellement qu'une compagnie d'assurance opérant par vente directe entraîne pour le consommateur, un coût d'information plus élevé qu'une compagnie opérant par l'intermédiaire de courtiers et que ce coût devrait donc se refléter soit dans un prix moins élevé, soit dans une meilleure qualité de produit (Outreville *et al.*, 1984).

Pour pouvoir utiliser les primes comme mesure de taille, il faut donc faire l'hypothèse que la compétition force les compagnies à demander des prix identiques pour des produits équivalents. Une façon de vérifier cette hypothèse de base est d'analyser les éléments constituant la prime d'assurance (le prix du produit).

La plus importante composante de la prime brute (ou prime commerciale) est la prime pure à laquelle s'ajoute un montant compensatoire des frais d'exploitation de la compagnie. Cette prime pure est fonction du ratio moyen de sinistralité. Afin de valider l'hypothèse d'un marché homogène, il suffit de vérifier que la sinistralité moyenne est indépendante de la taille des firmes. La prime pure est aussi fonction de l'incertitude sous-jacente à l'estimé de ce que sera la sinistralité. Plus la variance de la sinistralité est grande, plus le risque est élevé; or, plus le nombre d'assurés est grand pour une compagnie dans une ligne d'assurance donnée, plus l'estimation des sinistres attendus sera précise (Houston, 1964). Une des fonctions de la réassurance sera alors de réduire l'incerti-

tude liée à la prévision de la sinistralité. Afin de valider l'hypothèse d'un marché homogène, la réassurance devra compenser pour la taille des firmes et être significative dans une relation entre la variance de la sinistralité et la taille des firmes.

Si cette hypothèse est vraie, la nécessité d'une variable tenant compte de l'effet de la réassurance dans la fonction de coût des compagnies d'assurance est alors superflue puisque cet effet est déjà pris en compte dans la prime pure. Notre analyse empirique portera donc sur trois équations :

— test de l'existence d'économies de dimension : équation (1)  
 (1)  $\log(\text{dépenses d'exploitation}) = f_1(\log(\text{taille}), \text{charte}, \text{forme juridique}, \text{type de distribution}, \text{variables de spécialisation})$

Les dépenses d'exploitation sont égales à la somme des frais généraux encourus pour les opérations d'assurances et des commissions versées aux intermédiaires.

La taille de l'entreprise est égale soit à la somme des sinistres encourus pendant un exercice, soit à la somme des primes encaissées pendant le même exercice.

La charte de la compagnie est soit provinciale, soit fédérale.

La forme juridique de la compagnie est soit mutuelle, soit à capital-actions.

— vérification de l'hypothèse d'un marché homogène : équations (2) et (3)

(2)  $\log(\text{sinistralité moyenne}) = f_2(\log(\text{taille}), \text{variables de spécialisation}, \text{réassurance})$

(3)  $\log(\text{variance de la sinistralité}) = f_3(\log(\text{taille}), \text{variables de spécialisation}, \text{réassurance}, \text{revenus de placements})$

Le recours à la réassurance par une compagnie est mesuré par l'importance des primes cédées en réassurance par rapport aux primes encaissées.

Les revenus des placements étant un élément important de la fonction d'intermédiaire financier de l'assurance, ils doivent être pris en considération dans une analyse empirique du risque global d'une compagnie. L'hypothèse d'une relation positive et significative entre le niveau de risque accepté par une compagnie et l'intensité d'utilisation de ses actifs est suggérée par les travaux de Kahame et Nye (1975) et Cummins et Nye (1981).

## IV- RÉSULTATS EMPIRIQUES

L'analyse est en coupe instantanée et l'estimation statistique des coefficients des variables se fait selon la méthode des simples moindres carrés. Les données sont extraites des *Rapports Annuels du Surintendant des Assurances du Québec* et des *Rapports Annuels du Surintendant des Assurances du Canada* pour les années 1975 à 1981 inclusivement. Les chiffres concernant la réassurance proviennent du rapport d'assurance T.R.A.C. (1983).

Pour construire l'échantillon, chacune des observations est constituée de moyennes calculées sur trois années, soit 1975, 1976 et 1977 d'une part et 1979, 1980 et 1981 d'autre part. Cette procédure permet d'éviter les situations de déséquilibre à court terme. Le premier échantillon contient 66 compagnies et représente 68,25% de l'ensemble des primes souscrites au Québec durant cette période. Le second contient 58 compagnies et représente 76,4% du total des primes souscrites. À titre indicatif, nous retrouvons dans ce dernier échantillon 36 sociétés à charte canadienne, 9 à charte étrangère et 13 à charte québécoise. Il y a 6 sociétés mutuelles et 52 sociétés à capital-actions. La firme qui a conservé la plus grosse part de marché, sur la période de trois années, n'avait que 7,1% du total des primes souscrites; quant à la plus petite de cet échantillon, elle a maintenu en moyenne une part de marché de 0,23%.

Les résultats quant aux économies de dimension sont présentés dans le tableau II.

Nous constatons que sur la première période d'étude, à savoir 1975 à 1977, il existe des économies dues à la taille des compagnies. Le coefficient obtenu (quand la taille est mesurée par les sinistres) pour le Québec (0,87) est d'ailleurs identique à celui obtenu par Doherty (1981) sur la période 1976 à 1978 pour les compagnies à charte canadienne (0,88). La variable  $F$  (forme mutuelle ou à capital-actions) et la variable de distribution (%  $CO$ ) ont également dans les deux études un signe identique et un ordre de grandeur semblable. Les compagnies à vente directe bénéficient de coûts moindres que les compagnies opérant avec des courtiers.

La charte des compagnies ( $CH$ ) semble avoir un effet très significatif sur les coûts d'exploitation des compagnies au détriment des compagnies à charte québécoise.

Finalement dans les variables de spécialisation, seule l'importance du portefeuille de responsabilité civile (%  $RC$ ) semble avoir un effet positif et significatif. La ligne responsabilité civile est celle où les délais de règlement des sinistres sont les plus longs et qui génère les réserves techniques les plus élevées donc des revenus de placements. Ces revenus permettent de compenser des coûts d'exploitation plus élevés.



TABLEAU 2  
ÉCONOMIES DE DIMENSION AU QUÉBEC

Variables explicatives	1975-76-77		1979-80-81	
log (SINISTRES)	0,870 <sup>b</sup>		0,951 <sup>c</sup>	
	(0,045)		(0,047)	
log (PRIMES)		0,987		0,994
		(0,035)		(0,027)
CH	0,590 <sup>a</sup>	0,160 <sup>a</sup>	0,225 <sup>a</sup>	0,047
	(5,60)	(2,09)	(2,41)	(0,88)
F	- 0,145	- 0,070	- 0,007	0,028
	(- 1,00)	(- 0,71)	(- 0,04)	(0,35)
% CO	0,041 <sup>a</sup>	0,011	0,046 <sup>a</sup>	0,029 <sup>a</sup>
	(2,33)	(0,91)	(3,35)	(3,84)
% AUTO	- 0,027	- 0,013	0,030	0,002
	(- 1,00)	(- 0,75)	(1,15)	(0,16)
% RC	- 0,105 <sup>a</sup>	0,072 <sup>a</sup>	0,035	0,020
	(3,88)	(3,74)	(1,13)	(1,17)
R <sup>2</sup>	0,890	0,946	0,906	0,970
F	90,0	191,0	93,0	307,0

NOTE: le nombre entre ( ) est l'écart-type pour les variables de taille et le t de student pour les autres variables.

a significativement différent de 0,0 au seuil de 5%

b significativement différent de 1,0 au seuil de 5%

c significativement différent de 1,0 au seuil de 10%

CH = charte de la compagnie avec la valeur 1 pour charte du Québec et 0 pour les autres.

F = forme de la compagnie avec la valeur 1 pour une compagnie à capital-actions.

% CO = ratio des commissions sur les frais généraux (variable de distribution)

% AUTO = pourcentage du portefeuille d'assurance automobile dans le total des affaires.

% RC = pourcentage du portefeuille de responsabilité civile dans le total des affaires.

S'il existe encore des économies de dimension sur la période 1979-1981, elles sont très faibles puisque la relation entre les coûts et la taille passe à 0,95, soit très proche de l'unité. Les résultats concernant la variable du type de distribution sont identiques; par contre, les résultats concernant les variables de spécialisation ne sont pas consistants d'une période à l'autre.

Pour l'ensemble de ces équations, nous avons vérifié le degré d'hétéroscédasticité par un test de Goldfeld-Quandt. Nous avons aussi vérifié la

non-présence d'hétéroskédasticité mixte dans les résidus en utilisant la procédure proposée par Glejser (1969) — (Annexe).

Les résultats présentés au tableau 3 permettent de vérifier l'hypothèse d'un marché homogène sur la période 1979-1981. Comme anticipé, il n'existe pas de relation entre la sinistralité moyenne et la taille des firmes. Seules les variables de spécialisation sont significatives dans ces équations ; par contre la réassurance et l'importance des revenus de placements ont bien une relation significative et positive avec la variance de la sinistralité. Bien que la variance du ratio de sinistralité soit inversement reliée à la taille, il n'y a donc pas de désavantages pour les petites firmes puisqu'elles sont à même de compenser une plus grande variance de la sinistralité avant réassurance par une politique de réassurance adéquate.

La variable tenant compte de l'influence des revenus des placements dans les opérations des compagnies d'assurance a l'influence positive et significative suggérée par les travaux sur le risque et le rendement des portefeuilles des compagnies d'assurance IARD.

Pour ces équations, l'absence d'hétéroskédasticité dans les résidus a aussi été vérifiée avec succès.

TABLEAU 3  
VÉRIFICATION DE L'HYPOTHÈSE D'UN MARCHÉ HOMOGENÈME  
(données de 1979, 1980 et 1981)

Variables explicatives	Variables dépendantes			
	Sinistralité moyenne		Variance de la sinistralité	
log (SINISTRES)	$7,6 \times 10^{-7}$ (0,50)		-0,752 (-2,25) <sup>c</sup>	
log (PRIMES)	$-2,4 \times 10^{-7}$ (-0,21)		-0,9478 (-2,89)	
% AUTO	-0,49 (-3,26) <sup>a</sup>	-0,47 (-3,127) <sup>a</sup>	-1,3 (-0,77)	-0,079 (-0,448)
% RESPONSABILITÉ	-0,86 (-2,042) <sup>a</sup>	-0,85 (-1,995) <sup>a</sup>	0,26 (1,42)	0,29 (1,623)
% RÉASSURANCE	0,1529 (1,226)	1,36 (1,09)	0,67 (2,088) <sup>a</sup>	0,62 (1,986) <sup>a</sup>
REVENUS DES PLACEMENTS			0,88 (1,727) <sup>b</sup>	9,91 (1,842) <sup>b</sup>
R <sup>2</sup> ajusté	0,143	0,1397	0,20	0,247
F	2,83	2,78	3,78	4,62

a : significativement différent de 0,0 avec 95% comme seuil de confiance

b : significativement différent de 0,0 avec 90% comme seuil de confiance

c : significativement différent de 1,0 avec 95% comme seuil de confiance

## V- CONCLUSION

À long terme, si un marché était en équilibre parfait, il ne devrait plus exister d'économies de dimension (Friedman, 1955). En réalité, un marché ne devient que rarement parfait dans le sens pur du terme. Il existe des fluctuations et certaines périodes plus propices que d'autres à des économies de dimension et donc par le fait même à des fusions. C'est justement ce que nous avons démontré sur le marché québécois des assurances IARD. La vague de fusions observée après 1978 était justifiée puisqu'il existait des économies réalisables de fait de la taille des entreprises sur ce marché. Ces conditions existaient encore en 1981 mais à un degré moindre. Il est évident que ce résultat n'implique pas que l'existence d'économies de dimension est une condition suffisante pour que des fusions soient observées, mais seulement une condition nécessaire.

D'autre part, nous avons pu vérifier que ce marché restait un marché homogène du fait des mécanismes régulateurs de ce marché, à savoir la réassurance et les revenus de placements des compagnies. Si l'intervention du gouvernement a pu se justifier d'un point de vue social pour l'assurance automobile, par contre elle ne se justifie pas d'un point de vue tarifaire ni d'un point de vue de concurrence.

ANNEXE  
TEST DE GLEJSER

Variables du polynôme de degré 3	Résidus de l'équation avec sinistres		Résidus de l'équation avec primes	
log (SINISTRES)	-20,42 (-1,48)	-0,17 (-0,203)		
log (PRIMES)			8,99 (0,659)	0,330 (0,686)
log (SINISTRES* <sup>2</sup> )	2,12 (1,48)	0,0090 (0,204)		
log (PRIMES* <sup>2</sup> )			-0,800 (0,579)	-0,016 (-0,687)
log (SINISTRES* <sup>3</sup> )	-0,07 (-1,47)			
log (PRIMES* <sup>3</sup> )			0,023 (0,503)	
INTERCEPT	65,17 (1,48)	0,837 (0,203)	-33,14 (-0,743)	-1,61 (-0,684)
R <sup>2</sup> ajust.	0,013	0,0356	0,10	0,027
F	0,74 (N.S.)	0,021 (N.S.)	3,27	0,23 (N.S.)

N.B. Tous les coefficients sont non significatifs.

## BIBLIOGRAPHIE

- ALLEN, R.F., «Cross Sectional Estimator of Cost Economies in Stock Property-Liability Companies», *Review of Economics and Statistics*, vol. 56, 1974, pp. 100-103.
- BENSTON, G.J., «Economies of Scale of Financial Institutions», *Journal of money, Credit and Banking*, vol. 4, n° 2, mai 1972, pp. 312-341.
- BLAIR, R.D., JACKSON, J.R. et VOGEL, R.J., «Economies of Scale in the Administration of Health Insurance», *Review of Economics and Statistics*, vol. 57, 1975, pp. 185-189.
- CUMMINS, J.D., «Economies of Scale in Independent Insurance Agencies», *Journal of Risk Insurance*, vol. 44, 1977, pp. 539-553.
- CUMMINS, J.D., et NYE, D., «Portfolio Optimization Models for Property-Liability Insurance Companies», *Management Science*, vol. 27, n° 4, 1981, pp. 414-430.
- CUMMINS, J.D., et VANDERHEI, J., «A note on the Relative Efficiency of Property-Liability Insurance Distribution Systems», *The Bell Journal of Economics*, vol. 10, n° 2, 1979, pp. 709-719.
- DOHERTY, M., «The Measurement of Output and Economies of Scale in Property-Liability Insurance», *Journal of Risk and Insurance*, 1981, vol. 47, n° 3, septembre, pp. 390-402.
- FRIEDMAN, M., «Comment» on C. Smith, «A Survey of the Empirical Evidence on Economies of Scale», in *Business Concentration and Price Policy*, N.B.E.R., Princeton: Princeton University Press, 1955, pp. 230-238.
- GLEJSER, H., «A new Test for Heteroskedasticity», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 64, 1969, p. 316.
- Gouvernement du Canada, *Rapport Annuel du Surintendant des Assurances*, années 1972 à 1981.
- Gouvernement du Québec, *Rapport Annuel du Surintendant des Assurances*, Ministère des Institutions Financières et Coopératives, années 1972 à 1981.
- HAMMOND, J.D., MÉLANDER, E.R., et SHILLING, N., «Economies of Scale in the Property-Liability Insurance Industry», *Journal of Risk and Insurance*, 1971, vol. 38, pp. 181-191.
- HOUSTON, D.B. et SIMON, R.M., «Economies of Scale in Financial Institutions», *Econometrica*, 1970, vol. 38, pp. 856-864.
- INSURANCE TRAC REPORT, (Toronto: Colander pub Co., 1983).
- JOHNSON, J.E., FLANIGAN, G.B. et WEISBART, S.N., «Returns to Scale in the Property-Liability Insurance Industry», *Journal of Risk and Insurance*, 1981, vol. 48, n° 1, pp. 18-45.

- JOSKOW, P.L., « Cartels, Competition and Regulation in the Property-Liability Insurance Industry », *The Bell Journal of Economics*, 1973, vol. 4, pp. 375-427.
- KAHANE, Y. et NYE, D., « A Portfolio Approach to the Property-Liability Insurance Industry », *Journal of Risk and Insurance*, 1975, vol. 42, n°4, pp. 579-598.
- LOUBERGÉ, H., *Économie et Finance de l'Assurance et de la Réassurance*, (Paris : Dalloz, 1981).
- OUTREVILLE, J.F., « The Impact of the Government No-fault Plan for Automobile Insurance in the Province of Québec », *Journal of Risk and Insurance*, 1984, vol. 5, n° 2, pp. 320-335.
- OUTREVILLE, J.F., BÉDARD, E. et BROCHU, F., « Les prix de l'Assurance habitation reflètent-ils un marché de concurrence parfaite ? » *Revue Assurances*, vol. 52, octobre 1984.
- QUIRIN, G.D., HALPERN, I.J., KALYMON, B.A., MATTHEWSON, G. et WALTERS, W.R., « *Competition, Economic Efficiency and Profitability in the Canadian property and Casualty Insurance Industry* », Insurance Bureau of Canada, 1974.
- ROTHSCHILD, M. et STIGLITZ, S.E., « Equilibrium in Competitive Insurance Markets: an Essay on the Economics of Imperfect Information », *Technical Report*, n° 170, 1975, Stanford University.
- SKOGH, G., « Returns to Scale in the Swedish Property-Liability Insurance Industry », *Journal of Risk and Insurance*, 1982, vol. 49, pp. 218-228.
- SPENCE, M., « Product Differentiation and Performance in Insurance Markets », *Journal of Public Economics*, vol. 10, 1978, pp. 167-207.
- WILSON, C., « A Model of Insurance Markets with Incomplete Information », *Journal of Economic Theory*, vol. 16, n° 2, décembre 1977, pp. 167-207.