

Le marché de l'assurance responsabilité des municipalités québécoises est-il contestable?

On the contestability of the liability insurance market for small municipalities in the province of Quebec

Michel Gendron and Gilles Bernier

Volume 63, Number 1, mars 1987

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/601400ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/601400ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Gendron, M. & Bernier, G. (1987). Le marché de l'assurance responsabilité des municipalités québécoises est-il contestable? *L'Actualité économique*, 63(1), 43-52. <https://doi.org/10.7202/601400ar>

Article abstract

In this paper, the hypothesis that the liability insurance market for small municipalities in the province of Quebec functions "as if contestable" is tested. In light of our results, we cannot reject the hypothesis that the general liability market is indeed contestable. On the contrary, we reject this hypothesis in the case of the professional liability market.

LE MARCHÉ DE L'ASSURANCE RESPONSABILITÉ DES MUNICIPALITÉS QUÉBÉCOISES EST-IL CONTESTABLE?

Michel GENDRON*

Gilles BERNIER**

Cet article présente un test de la théorie des marchés contestables appliqué aux assurances responsabilité civile et professionnelle pour les petites municipalités québécoises. À la lumière des résultats de ce test, on ne peut rejeter l'hypothèse que le marché de l'assurance responsabilité civile est contestable pour la période considérée. On peut, par contre, rejeter cette hypothèse pour l'assurance responsabilité professionnelle.

On the contestability of the liability insurance market for small municipalities in the province of Quebec. — In this paper, the hypothesis that the liability insurance market for small municipalities in the province of Quebec functions « as if contestable » is tested. In light of our results, we cannot reject the hypothesis that the general liability market is indeed contestable. On the contrary, we reject this hypothesis in the case of the professional liability market.

INTRODUCTION

La crise de l'assurance responsabilité, vécue depuis 1985, n'a pas épargné les municipalités québécoises. Les médias ont fait mention de municipalités ayant à subir des augmentations de primes allant jusqu'à 400%, ou ne pouvant simplement trouver d'assureur¹.

En janvier 1986, les dirigeants de l'Union des municipalités régionales de comté et des municipalités locales du Québec inc. (ci-après UMRCQ) préoccupés non seulement par l'augmentation des primes, mais aussi par la diminution du nombre d'assureurs faisant affaire avec les municipalités, ont décidé de créer un comité de travail. Le mandat de ce comité était de faire l'évaluation de la problématique de l'assurance municipale. À cette fin, chacun des membres de

* Professeur de finance et assurance, Faculté des sciences de l'administration de l'Université Laval.

** Professeur de finance et assurance, Faculté des sciences de l'administration de l'Université Laval et directeur de la Chaire en assurance.

1. À cet effet, voir les références bibliographiques à la fin du texte.

l'UMRCQ fut approché pour répondre à un questionnaire détaillé. La Chaire en assurance de l'Université Laval fut alors invitée à procéder à l'analyse des données recueillies.

Bernier et Gendron (1987) ont constaté, à la lumière des résultats de cette analyse, que les augmentations de primes en assurance responsabilité, sur la période 1983-86, ne semblaient pas injustifiées compte tenu du ratio de sinistralité.

Cet article étudie l'effet possible sur la prime de la diminution du nombre d'assureurs. Un test de la théorie des marchés contestables appliqué aux assurances responsabilité civile et professionnelle est présenté en vérifiant si la part de marché des assureurs affecte la prime d'assurance.

La première section traite de la théorie des marchés contestables et présente l'hypothèse qui sera testée. La seconde section décrit le modèle et les données utilisés. La méthodologie est exposée à la troisième section. Les résultats empiriques sont présentés à la dernière section.

1. LA THÉORIE DES MARCHÉS CONTESTABLES²

La théorie des marchés contestables formalise l'idée que le pouvoir de marché dans un secteur donné peut être limité même si le nombre de producteurs sur ce marché est petit. Selon Baumol *et al.* (1982), trois conditions doivent être respectées pour qu'un marché soit parfaitement contestable.

- 1) Le concurrent potentiel doit avoir un libre accès au marché en question et ce, aux mêmes conditions que les firmes déjà présentes sur ce marché.
- 2) Il n'existe aucune barrière à l'entrée et à la sortie du marché et il n'existe aucun coût irréversible (*sunk cost*).
- 3) Les firmes existantes ne peuvent réduire immédiatement leurs prix pour s'aligner sur les prix d'un nouveau concurrent.

Il a été démontré que les propriétés d'efficacité économique des marchés contestables sont similaires à celles des marchés concurrentiels.

À notre avis, le marché de l'assurance vérifie bien les conditions énumérées précédemment³. En effet, nous croyons qu'il se comporte *comme s'il* était contestable puisque les compagnies en règle (jugées solvables et possédant un permis d'exercice) entrent dans ce marché et y sortent assez facilement. De plus, la nature contractuelle de l'assurance et les pratiques d'affaires de cette industrie font que l'hypothèse d'inflexibilité relative des prix semble justifiable. De fait les primes sont souvent établies annuellement.

2. Pour une discussion plus complète de cette théorie, voir G. Leblanc (1986).

3. À cet effet, voir l'étude de B. Béliveau (1985).

Si le marché de l'assurance responsabilité municipale québécois est effectivement contestable, une structure homogène de tarification devrait être observée à l'équilibre. Le prix d'un contrat d'assurance devrait être indépendant de l'identité du vendeur et devrait être égal au coût moyen minimum de production. Ainsi, les primes des contrats d'assurance offerts par les compagnies bénéficiant d'une part de marché élevée ne devraient pas différer, toutes choses étant égales par ailleurs, des primes des compagnies n'ayant qu'une faible part du marché. Ceci constitue l'hypothèse nulle que nous testerons.

2. LE MODÈLE ET LES DONNÉES

Pour étudier l'effet de la part de marché que détient une compagnie d'assurance sur la prime qu'elle demande, on doit prendre en compte les autres facteurs qui peuvent aussi influencer la prime.

Les facteurs susceptibles d'influencer la prime d'assurance responsabilité municipale sont le risque de la municipalité, la couverture d'assurance et l'expérience passée de la municipalité quant aux réclamations.

Le risque de la municipalité. — Le risque d'une municipalité est habituellement fonction de nombre de facteurs tels sa population, sa situation géographique, le type de services offerts, le nombre de kilomètres de route et de trottoirs, la présence d'un corps policier, ... Cependant, pour les petites municipalités, qui sont celles qui nous intéressent, la population est souvent considérée comme étant l'unique mesure de risque.

La couverture d'assurance. — La couverture d'assurance est définie par la franchise et la limite de la police.

L'expérience passée. — Pour les petites municipalités, l'expérience passée de chacune n'est généralement pas prise en compte lors de la tarification. On regroupe plutôt les municipalités selon leur taille et un facteur de perte est appliqué à tout le groupe. Puisque nos analyses seront effectuées par groupe de municipalités, selon leur population, on ne tiendra pas compte de ce facteur.

Pour tester si le marché de l'assurance responsabilité est contestable, nous ajoutons la variable « assureur » différenciant les compagnies possédant une grande part de marché des autres assureurs. Les compagnies assurant 10 municipalités ou plus sont considérées comme détenant une grande part de marché. Notons que près de la moitié des compagnies ayant une petite part de marché n'assurent qu'une municipalité.

Le modèle suivant de détermination de la prime est donc retenu.

$$\text{Prime} = f(\text{population, franchise, limite, assureur}) \quad (1)$$

Les données utilisées proviennent du questionnaire envoyé aux membres de l'UMRCQ. Des questions spécifiques y étaient posées afin de connaître :

- a) la population de la municipalité,
pour 1983-86
- b) la prime payée, le nom de l'assureur, les sinistres payés par l'assureur pour chaque catégorie d'assurance,
- c) la franchise et la limite des polices d'assurance responsabilité.

Soupçonnant que la problématique de l'assurance municipale diffère selon la population des municipalités, celles-ci furent départagées en cinq groupes selon leur population. Le tableau 1 présente le taux de réponse au sondage pour chaque groupe.

TABLEAU 1
TAUX DE RÉPONSE PAR GROUPE

Groupe	Population	Nombre de réponses	Nombre possible	%
1	1/1000	288	636	45 %
2	1000/3000	208	428	49 %
3	3000/5000	32	59	54 %
4	5000 et plus	12	18	67 %
5	M.R.C.	51	79	65 %

TABLEAU 2
DÉFINITION DES CLASSES

Franchise	Classe	Limite	Classe	Assureur	Classe
0-249	1	0-99 m	1	- 10 mun.	1
250-499	2	100-499 m	2	10 mun. et +	2
500-999	3	500-999 m	3		
1000 et +	4	1 M et +	4		

Le groupe 5 qui représente les municipalités régionales de comté n'a pas été inclus dans cette étude en raison de son caractère distinct. Les groupes 3 et 4 aussi n'ont pas été considérés en raison de leur trop faible nombre d'observations complètes. Les groupes 1 et 2 qui présentent le plus d'intérêt pour cette étude en raison de leur faible population et de leur homogénéité ont été retenus.

3. LA MÉTHODOLOGIE

Les variables prime et population peuvent être considérées comme continues. Les variables franchise, limite et assureur sont des variables discrètes qui, comme indiqué au tableau 2, ont été regroupées par classe.

La nature des variables suggère l'utilisation de la technique d'analyse de covariance. Cette procédure est en fait une combinaison de la régression et de l'analyse de variance.

Une analyse de covariance, utilisant la procédure GLM de SAS, a été effectuée pour chacun des groupes 1 et 2 et chacune des années 83 à 86, selon le modèle suivant.

$$PR_t = a POP + b LIM_t + c FRA_t + d ASS_t + e_t \quad (2)$$

où :

PR : log (prime),
POP : population,
LIM : limite,
FRA : franchise,
ASS : assureur,
e : erreur,
t : année.

Le but de cette analyse est de vérifier si la variable ASS_t a un effet sur la prime. Le logarithme des primes est utilisé comme variable dépendante pour corriger un problème d'hétéroscédasticité. La normalité des résidus, requise par le test paramétrique utilisé, a été vérifiée par une analyse visuelle et le test de Kolmogorov selon la procédure Univariate de SAS⁴. L'analyse visuelle a suggéré, dans certains cas, l'introduction de termes au carré comme variables indépendantes. Cette nouvelle spécification, bien qu'augmentant le R^2 , n'a pas affecté la signification des autres variables et n'est donc pas présentée.

4. LES RÉSULTATS

Les résultats sont présentés aux tableaux 3 à 6. Le coefficient de la variable continue population ainsi que la « valeur de p »⁵ correspondante sont données. Pour les facteurs assurance, limite et franchise, à 2, 4 et 4 classes respectivement, la « valeur de p », nous indiquant s'il existe un effet de classe, est donnée. Les moyennes du logarithme des primes, ajustées pour la population, sont également données pour chacune des classes.

4.1 Responsabilité civile

Les résultats de l'équation 2 appliquée à l'assurance responsabilité civile sont présentés aux tableaux 3 et 4.

4. Notons qu'avant la transformation logarithmique, la normalité des résidus était rejetée dans tous les cas alors qu'après la transformation, on ne rejette la normalité que dans 4 cas sur 16.

5. Des valeurs inférieures à 0,05 sont considérées dans ces analyses comme évidence contre l'hypothèse nulle.

TABLEAU 3
ANALYSE DE COVARIANCE

Groupe 1 < 1000 habitants	1983	1984	1985	1986
<i>POP</i> coeff	-1×10^{-2}	-1×10^{-2}	$0,09 \times 10^{-2}$	$0,1 \times 10^{-2}$
valeur de <i>p</i>	0,00	0,00	0,00	0,00
<i>ASS</i> valeur de <i>p</i>	0,69	0,31	0,01	0,82
moyenne 1	6,48	6,26	6,40	7,00
2	6,52	6,39	6,66	7,04
<i>LIM</i> valeur de <i>p</i>	0,57	0,60	0,13	0,05
moyenne 1	6,55	6,23	6,40	6,81
2	6,42	6,24	6,44	6,82
3	6,47	6,29	6,55	7,08
4	6,56	6,55	6,72	7,39
<i>FRA</i> valeur de <i>p</i>	0,25	0,34	0,06	0,00
moyenne 1	6,40	6,34	6,37	6,65
2	6,52	6,46	6,40	6,70
3	6,45	6,34	6,51	7,12
4	6,62	6,16	6,84	7,62
R-Carré	0,27	0,27	0,29	0,37
Normalité* des résidus	0,083	<0,01	>0,15	0,063

* On présente la probabilité d'obtenir une valeur plus élevée que la statistique de Kolmogorov. On rejette ici l'hypothèse de normalité des résidus pour les probabilités inférieures à 0,05.

On note que pour les municipalités de moins de 1 000 habitants, il n'y a pas de différence de prime significative entre les deux classes d'assureurs, sauf pour 1985, et que le facteur déterminant de la prime est la population. Pour 1986, la franchise et la limite affectent également la prime.

On note que pour les municipalités de 1 000 à 3 000 habitants, la population est également un facteur déterminant de la prime, de 1983 à 1986. Pour 1984, cependant, les classes d'assureurs et de limite affectent également la prime.

On constate donc que, sauf pour le groupe 1 en 1985, et le groupe 2 en 1984, la part de marché détenue par les assureurs n'influence pas les primes d'assurance responsabilité civile. On ne peut donc rejeter, dans trois cas sur quatre, l'hypothèse que ce marché est contestable.

4.2 Responsabilité professionnelle⁶

Les résultats de l'équation 2 appliquée à l'assurance responsabilité professionnelle sont présentés aux tableaux 5 et 6.

6. L'assurance responsabilité professionnelle couvre les élus et les administrateurs municipaux contre les risques d'erreur et d'omission.

TABLEAU 4
ANALYSE DE COVARIANCE

Groupe 2 1000-3000 habitants	1983	1984	1985	1986
<i>POP</i> coeff	$0,05 \times 10^{-2}$	$0,04 \times 10^{-2}$	$0,04 \times 10^{-2}$	$0,04 \times 10^{-2}$
valeur dep	0,00	0,00	0,00	0,00
<i>ASS</i> valeur de <i>p</i>	0,29	0,01	0,64	0,25
moyenne 1	7,12	7,04	7,30	7,95
2	7,23	7,34	7,35	7,70
<i>LIM</i> valeur de <i>p</i>	0,18	0,00	0,17	0,28
moyenne 1	7,19	7,48	7,50	7,85
2	6,97	6,79	7,15	7,57
3	7,16	7,05	7,22	8,01
4	7,38	7,44	7,44	7,87
<i>FRA</i> valeur de <i>p</i>	0,41	0,75	0,49	0,26
moyenne 1	7,12	7,15	7,32	7,82
2	7,26	7,26	7,34	7,61
3	7,09	7,22	7,18	7,76
4	7,23	7,13	7,47	8,11
R-Carré	0,29	0,28	0,23	0,21
Normalité des résidus	>0,15	>0,15	>0,15	0,077

Contrairement à l'assurance responsabilité civile, la population n'affecte la prime qu'en 1986, alors que dans trois cas sur quatre les primes sont différentes d'une classe d'assureurs à l'autre. On peut donc rejeter l'hypothèse testée, sauf en 1984 pour les municipalités de 0 à 1 000 habitants, et en 1983 pour celles de 1 000 à 3 000 habitants. Ces résultats peuvent s'expliquer de la façon suivante : depuis quelques années, un petit nombre d'assureurs IARD sont disposés à offrir une protection en assurance responsabilité professionnelle. Malgré un resserrement du marché de l'assurance responsabilité civile générale, le nombre d'assureurs y est plus élevé. Il n'est donc pas impossible que les assureurs importants en assurance responsabilité professionnelle réussissent à exploiter un pouvoir de monopole qui leur permet d'exiger des primes plus élevées.

CONCLUSION

Les municipalités québécoises n'ont pas été épargnées par la crise en assurance responsabilité civile vécue depuis 1985. Deux des préoccupations majeures des dirigeants de l'UMRCQ, en regard de cette crise, sont les augmentations importantes de primes et les conséquences néfastes sur ces dernières d'une diminution du nombre d'assureurs.

TABLEAU 5
ANALYSE DE COVARIANCE

Groupe 1 < 1000 habitants	1983	1984	1985	1986
<i>POP</i> coeff	0,01X10 ⁻²	0,03X10 ⁻²	0,05X10 ⁻²	1X10 ⁻²
valeur de <i>p</i>	0,75	0,46	0,25	0,02
<i>ASS</i> valeur de <i>p</i>	0,04	0,07	0,02	0,00
moyenne 1	4,48	5,16	5,13	5,19
2	5,13	5,58	5,79	6,08
<i>LIM</i> valeur de <i>p</i>	0,97	0,06	0,30	0,04
moyenne 1	4,67	5,24	5,25	5,54
2	4,70	4,91	5,28	5,23
3	4,81	5,59	5,67	5,94
4	5,05	5,75	5,65	5,83
<i>FRA</i> valeur de <i>p</i>	0,01	0,00	0,00	0,00
moyenne 1	4,24	4,58	4,87	4,97
2	4,22	4,97	5,01	—
3	4,80	5,89	5,82	5,15
4	5,96	6,04	6,15	6,78
R-Carré	0,59	0,54	0,47	0,68
Normalité des résidus	NORMAL*	>0,15	0,08	<0,01

* Le test de Shapiro-Wilk (Voir le manuel de SAS) a été utilisé ici en raison d'un petit nombre d'observations.

Dans cet article, l'aspect des conséquences néfastes sur les primes d'une diminution du nombre d'assureurs est abordé. Si le marché de l'assurance responsabilité municipale, qui semble remplir les conditions d'un marché contestable, l'est effectivement, les propriétés d'un marché concurrentiel tiendront, même en présence d'un petit nombre d'assureurs. La structure de tarification devrait alors être indépendante de la part de marché de l'assureur.

Les tests présentés ne permettent pas de rejeter cette hypothèse dans le cas de la responsabilité civile, sauf en 1985 pour les municipalités de 0 à 1 000 habitants, et en 1984 pour celles de 1 000 à 3 000 habitants. Des résultats contraires sont obtenus dans le cas de la responsabilité professionnelle. En effet, on peut rejeter l'hypothèse testée, sauf en 1984 pour les municipalités de 0 à 1 000 habitants, et en 1983 pour celles de 1 000 à 3 000 habitants. Ces résultats reflètent des attitudes différentes de la part des assureurs face aux marchés de l'assurance responsabilité civile et professionnelle des municipalités québécoises. Ces résultats confirment le bien-fondé des préoccupations du comité des assurances de l'UMRCQ qui s'inquiétait particulièrement des conséquences sur les prix de l'étroitesse du marché de l'assurance responsabilité professionnelle.

TABLEAU 6
ANALYSE DE COVARIANCE

Groupe 2 1000-3000 haitants	1983	1984	1985	1986
<i>POP</i> coeff	$0,01 \times 10^{-2}$	-1×10^{-2}	$0,01 \times 10^{-2}$	$0,05 \times 10^{-2}$
valeur de <i>p</i>	0,65	0,46	0,25	0,01
<i>ASS</i> valeur de <i>p</i>	0,09	0,01	0,00	0,03
moyenne 1	5,61	5,76	5,76	6,84
2	6,15	6,23	6,58	7,33
<i>LIM</i> valeur de <i>p</i>	0,37	0,05	0,04	0,16
moyenne 1	5,76	5,70	6,21	6,84
2	5,44	5,61	5,90	6,77
3	6,04	6,25	6,36	7,33
4	6,28	6,42	6,20	7,39
<i>FRA</i> valeur de <i>p</i>	0,06	0,09	0,00	0,01
moyenne 1	4,86	5,32	5,34	6,29
2	6,34	6,29	6,52	7,51
3	6,05	6,15	6,40	7,40
4	6,27	6,23	6,40	7,13
R-Carré	0,50	0,45	0,54	0,48
Normalité	NORMAL*	>0,15	<0,01	>0,15

* Le test de Shapiro-Wilk a été utilisé ici en raison d'un petit nombre d'observations.

BIBLIOGRAPHIE

- AUBRY, M. « Trois-Rivières décide de s'auto-assurer », *Le Nouvelliste*, jeudi, le 4 septembre 1986.
- BAUMOL, W.J., J.C. PANZAR et R.D. WILLIG, *Contestable Markets and the Theory of Industry Structure*, Harcourt Brace Janovich Inc., New York, 1982.
- BÉLIVEAU, B., « Life Insurance, Price Regulation and the Theory of Contestable Markets », *The Journal of Insurance : Issues and Practices*, janvier 1985, pp. 1-12.
- BERNIER, G. et M. GENDRON, « Une caractérisation de l'assurance municipale au Québec », *Revue Assurances*, janvier 1987, pp. 568-577.
- FERRARO, MARK, « Liability Insurance and the Municipality », *Risk Management*, mars 1986, pp. 46-48 et 58-60.
- HAINS, ANDRÉ, « Les primes d'assurance responsabilité bondissent de 400% et plus », *Les Affaires*, samedi, le 7 septembre 1985.
- LEBLANC, G., « Marchés contestables et politiques économiques : une vue d'ensemble », *Compte rendu du colloque de la Chaire en assurance de l'Université Laval*, tenu à Québec en mai 1986.
- MARTEL, PIERRE, « Assurance en responsabilité civile des municipalités : les primes grimpent de 400% », *Le Soleil*, septembre 1985.
- SAS INSTITUTE INC., *SAS User's Guide : Statistics*, 5^e édition, Cary, NC:SAS Institute Inc., 1985, 956 pp.
- UMRCQ, *Rapport du comité de travail sur les assurances*, octobre 1986.