

Rentabilité technique et cycles en assurance I.A.R.D. au Canada

J.-François Outreville

Volume 54, Number 1, 1986

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1104480ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/1104480ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0004-6027 (print)

2817-3465 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this document

Outreville, J.-F. (1986). Rentabilité technique et cycles en assurance I.A.R.D. au Canada. *Assurances*, 54(1), 84–91. <https://doi.org/10.7202/1104480ar>

Article abstract

The underwriting cycle has been the subject of much recent discussion in the insurance industry. The typical explanation is that this cycle, if indeed it exists, is a supply-side phenomenon. The purpose of this paper is to provide some measure of this cycle for the Canadian market and to show that variables usually considered to explain these fluctuations are not significant in this market.

Rentabilité technique et cycles en assurance I.A.R.D. au Canada

par

J.-François Outreville⁽¹⁾

84

The underwriting cycle has been the subject of much recent discussion in the insurance industry. The typical explanation is that this cycle, if indeed it exists, is a supply-side phenomenon. The purpose of this paper is to provide some measure of this cycle for the Canadian market and to show that variables usually considered to explain these fluctuations are not significant in this market.



Introduction

Le sujet favori des discussions des hommes d'affaires des compagnies d'assurances IARD est l'évolution future des résultats techniques d'exploitation dans les diverses lignes d'assurance. On connaît ces propos sur la guerre des prix en assurance et sur l'absence de politiques sérieuses de souscription des risques. Quand tout va au plus mal, chacun prédit des lendemains meilleurs et le fait que, par le passé, on ait observé des fluctuations plus ou moins régulières de ces résultats techniques a amené les assureurs à croire à l'existence d'un cycle d'affaires.

Le nombre d'articles parus, sur ce phénomène cyclique a augmenté, ces dernières années, aux États-Unis (Conning and Co., 1979 ; Stewart, 1981 ; Wilson, 1981 ; Smith, 1982 ; Ferguson, 1983) et en Europe (Dewitt, 1979 ; Helten, 1979 ; Mormino, 1979).

Aux États-Unis, ce cycle est estimé à environ six ans et a été vérifié empiriquement par les travaux de Smith et Gahin (1983), Venezian (1983) et Cummins et Outreville (1984). Il existerait même, d'après Doty (1982), des cycles plus longs de vingt ans et cinquante

⁽¹⁾ M. Outreville est professeur de Finance et Assurance.

ans (cycle de Kondratieff du nom de l'économiste qui a, le premier, formulé cette hypothèse de longs cycles d'affaires).

Le but de cet article est de vérifier l'existence d'un cycle pour les assurances IARD au Canada. Dans une première partie, nous considérerons les résultats globaux de l'ensemble des compagnies canadiennes sur la période 1955-1979 et nous montrerons qu'il existe un cycle d'environ cinq ans, mais que ce résultat n'est pas statistiquement significatif. Dans la deuxième partie, nous analyserons les facteurs pouvant générer ces résultats cycliques.

I. L'existence d'un cycle d'affaires au Canada

A. Méthodologie

Pour un exercice donné, une compagnie d'assurance IARD obtiendra un profit technique ou de souscription, si la production, c'est-à-dire les primes de l'exercice, est supérieur aux déboursés, c'est-à-dire les frais généraux et les sinistres payés ou à payer.

Le concept de rentabilité technique en assurance est relativement aisé à comprendre et revêt une formulation mathématique simple : si le ratio de frais d'exploitation (ratio de chargement) est égal à :

$$\frac{\text{commissions} + \text{frais généraux}}{\text{primes émises}}$$

et le ratio de sinistralité est égal à :

$$\frac{\text{sinistres encourus}}{\text{primes acquises}}$$

La rentabilité technique d'une ligne d'assurance *i* (ou d'un portefeuille de lignes d'assurances) sera habituellement définie par :

$$R_i = 1 - \text{ratio de chargement} - \text{ratio de sinistralité} \quad (1)$$

Parce que le dénominateur de ces deux ratios est différent, cette relation comptable manque de vraisemblance. Elle s'explique par la nécessité de calculer la rentabilité sur un horizon ramené à un an.

Pour éviter ce problème, on peut aussi définir R_i par la relation suivante :

$$R_i = 1 - \frac{\text{ratio de sinistralité}}{100\text{-ratio de chargement}} \quad (2)$$

En fait, ces deux mesures (1) et (2) sont statistiquement très proches. L'observation des résultats globaux de l'assurance IARD fait apparaître un phénomène typique à ce secteur de l'assurance (tableau en annexe) :

86 il existe des fluctuations qui semblent régulières et qui ont fait l'objet de recherches sur leur apparence cyclique.

S'il existe un cycle dans une série statistique, ce phénomène peut être mesuré par un processus autorégressif du second degré⁽²⁾. Une telle démarche a été suivie par Venezian (1983) et Cummins-Outreville (1984).

La rentabilité technique R à l'année t est une fonction des observations des années passées :

$$R_t = a_0 + a_1 \cdot R_{t-1} + a_2 \cdot R_{t-2} + \epsilon$$

Il y a phénomène cyclique, si les coefficients a_1 et a_2 sont significativement différents de zéro et si $a_1^2 + 4a_2 < 0$. Dans un tel cas, il est évident que la série ne suit pas une marche aléatoire et on aura alors l'équivalent d'une équation aux solutions complexes⁽³⁾, R_t sera cyclique et la période de ce cycle sera calculée par :

$$2\pi / \cos^{-1} (a_1/2\sqrt{-a_2}).$$

Une application de ce modèle aux résultats globaux du secteur des assurances générales au Canada (l'ensemble des lignes d'assurances agrégées) permet de calculer un cycle de cinq ans pour les compagnies canadiennes (tableau 1). Cependant, comme on peut en juger d'après les tests statistiques présentés dans ce tableau, les mesures des coefficients a_1 et a_2 ne permettent pas de conclure que ce cycle est statistiquement significatif.

⁽²⁾ Slutsky (1932) a démontré qu'un polynôme de second degré est le cas le plus probable et qu'il n'est pas nécessaire d'envisager un polynôme d'ordre supérieur, si les résultats sont significatifs. On trouve une discussion sur les variations cycliques des données économiques dans Nelson et Plossert (1982) et dans l'article plus récent de Harvey (1985).

⁽³⁾ Voir Chiang (1974, pp. 578-587).

TABLEAU 1

Calcul du cycle des opérations d'assurance IARD

a_0	a_1	a_2	R^2	période
4.4833	0.2772 *	-0.1894 *	0.091	5.04
(2.761)	(1.247)	(-0.821)		

Le modèle a été estimé sur la période 1955-1979.

Le chiffre entre parenthèses est le t de Student

(*) Coefficient non significatif au seuil de 10.0%

II. Les facteurs habituellement considérés pour expliquer ces fluctuations cycliques

L'étude de Conning et Co. (1981) a montré que les compagnies d'assurances avaient réalisé dans le passé des bénéfices substantiels, grâce aux revenus des placements. Par exemple, en 1981 au Canada, les assureurs ont subi des pertes techniques de plus de \$871 millions, mais les taux de rendement élevés sur les placements ont permis d'enregistrer des produits financiers de l'ordre de \$878 millions. Cummins et Harrington (1985) ont montré, à partir de données trimestrielles, qu'il existait une relation significative entre les résultats techniques et les taux d'intérêt à court terme. Ce fait n'est pas confirmé dans l'étude de Cummins et Outreville (1984), utilisant des données annuelles pour aucun des six pays de leur étude.

Pour le Canada, le coefficient de corrélation entre la rentabilité et le taux des bons du Trésor à trois mois est seulement de 0.069.

Puisque, dans la littérature financière, il n'existe aucune preuve de mouvements cycliques de taux de rentabilité des actifs financiers – ils suivent plutôt un processus aléatoire – il est donc raisonnable de penser que si des cycles existent, ils sont dus à une situation de déséquilibre de l'offre et de la demande d'assurance.

La demande d'assurance IARD est généralement considérée comme extrêmement inélastique aux prix, c'est-à-dire au niveau (ou taux) de la prime d'assurance⁽⁴⁾ Il en résulte que les observations de

⁽⁴⁾ L'étude de l'aversion des individus face au risque permet de considérer que la demande est très inélastique pour des primes élevées (des niveaux de risques très élevés) et pour des primes très faibles (Slovic et al.(1977), Hershey et Schoemaker(1980).

l'industrie interprètent l'existence d'un cycle comme un phénomène d'offre uniquement (Wilson(1981), Smith(1982).

Comme aucune preuve n'existe, dans la littérature actuarielle, de l'existence de cycles dans la fréquence ou la gravité des sinistres, les facteurs explicatifs de ce phénomène sont principalement la compétition par les prix (car à court terme le seul facteur de compétition des compagnies est le niveau de la prime d'assurance) et la capacité de production (le ratio des primes émises au capital propre de la compagnie (Stewart, 1981).

88 Le rapport des primes nettes souscrites au surplus est une mesure de la capacité d'une compagnie d'absorber des chocs financiers. Plus le rapport des primes au surplus est élevé, plus le risque potentiel encouru par la compagnie est grand, en tenant compte du surplus disponible pour absorber des variations de sinistres.

Une vérification, pour le Canada, de la relation statistique entre la rentabilité technique et ce ratio de risque ne permet pas de valider l'hypothèse que ce ratio est un facteur expliquant les fluctuations cycliques des résultats des compagnies d'assurances. Le coefficient de corrélation entre les deux variables n'est que de 0.124.

La réglementation tarifaire dans certains pays et le marché international de la réassurance ont aussi été proposés comme facteurs pouvant expliquer ces fluctuations. Si cela était le cas, on devrait observer des cycles semblables au Canada, aux États-Unis et dans les pays européens. Les résultats de l'étude de Cummins et Outreville (1984), résumés dans le tableau 2, montrent de manière évidente qu'il n'en est pas ainsi.

TABLEAU 2

Comparaison des cycles en Amérique du Nord et en Europe
(étude sur la période 1955-1979, Cummins-Outreville (1984))

Pays	Durée du cycle (ans)	Test statistique
Canada	5.04	non significatif
États-Unis	6.28	significatif
France	10.43	significatif
Italie	30.25	non significatif
Suède	5.41	significatif
Suisse	non cyclique	non significatif

Venezian(1983) a montré que les modèles prévisionnels trop simplistes utilisés par les compagnies d'assurances peuvent être la cause de mauvaises estimations qui génèrent, à plus ou moins long terme, un phénomène cyclique. Une telle observation avait déjà été faite dans le cas des opérations des compagnies d'assurances IARD en France par Outreville (1981).

Une autre hypothèse concernant l'existence de cycles est que ces fluctuations reflètent les pratiques comptables des compagnies (Anderson (1971), Balkarek (1975), Weis (1985)).

III. Conclusion

Pour le Canada, un cycle différent de ce qui est observé aux États-Unis et en Europe s'avère très intéressant à considérer, dans le cadre d'une diversification internationale des portefeuilles des compagnies d'assurances. S'il existe des phénomènes cycliques ayant des périodes ou des phases différentes dans d'autres pays, la covariance de ces résultats peut permettre une diminution du risque des opérations des compagnies d'assurances.

Par contre, cette étude, pour le marché canadien, ne permet pas de fournir une explication à ces fluctuations cycliques. L'absence de données statistiques trimestrielles ou mensuelles par lignes d'assurances est une contrainte majeure pour l'exploration de ce phénomène.

A S S U R A N C E S

Si les assureurs canadiens continuent à croire à l'existence de cycles qu'ils ont peut-être eux-mêmes contribué à créer, on peut envisager une nouvelle détérioration dès 1985 et 1986.

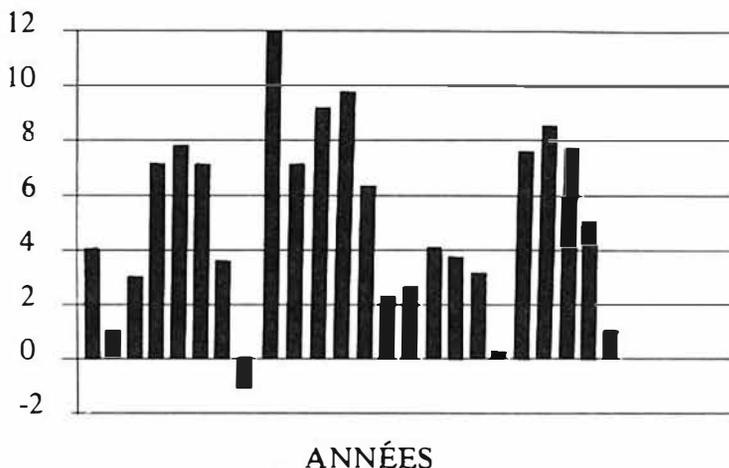
Annexe

Rentabilité technique (RT), ratio de risque (RS)
et taux des bons du Trésor à court terme (RB)

90

Année	RT(1)	RT(2)	RS	RB
1979	1.00	1.30	2.368	13.66
1978	5.30	6.95	2.368	10.46
1977	7.80	10.45	2.857	7.17
1976	8.60	11.39	3.029	8.14
1975	7.60	10.12	3.085	8.64
1974	0.10	0.13	2.927	7.12
1973	3.30	4.44	2.517	6.35
1972	3.90	5.30	2.424	3.65
1971	4.20	5.83	2.332	3.21
1970	2.80	4.06	2.564	4.44
1969	2.50	3.58	2.627	7.81
1968	6.40	9.06	2.463	6.24
1967	9.80	13.86	2.588	5.95
1966	9.30	13.15	2.618	4.96
1965	7.30	10.47	2.433	5.54
1964	12.00	17.41	2.289	3.82
1963	-1.00	-1.50	2.095	3.78
1962	3.80	5.72	1.859	3.91
1961	7.30	10.96	1.821	2.99
1960	7.90	11.79	1.941	3.25
1959	7.20	10.86	2.064	5.12
1958	3.00	4.46	2.021	3.49
1957	0.70	1.05	1.928	3.62
1956	4.10	6.26	1.698	3.67

Évolution de la rentabilité technique des assurances IARD
au Canada
de 1956 à 1979



Au courant : volume 6, numéro 1. 1985. Le Conseil économique du Canada

Le Conseil économique du Canada publie périodiquement une courte revue de la situation économique au Canada. Dans le cas présent, elle contient, entre autres choses, deux articles remarquablement intéressants, l'un sur les subventions accordées à la recherche appliquée et l'autre sur l'approvisionnement en pétrole nouveau au Canada. C'est ainsi qu'on y passe en revue les problèmes de la zone de la Mer de Beaufort et ceux des sables bitumineux. On y aborde également un troisième sujet : l'électricité à bon marché. Nous signalons ce périodique à nos lecteurs, dans lequel ils trouveront des études simplement exprimées de problèmes difficiles et essentiels.