

Le rendement des obligations provinciales et l'incertitude politique : une analyse de séries chronologiques

A time series analysis of the influence of the political situation on the return on the Québec government borrowings

Claude Montmarquette et Claude Dallaire

Volume 56, numéro 3, juillet–septembre 1980

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/600927ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/600927ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Montmarquette, C. & Dallaire, C. (1980). Le rendement des obligations provinciales et l'incertitude politique : une analyse de séries chronologiques. *L'Actualité économique*, 56(3), 388–403. <https://doi.org/10.7202/600927ar>

Résumé de l'article

In this text, we apply time series techniques (Box-Tiao) to isolate the influence of the Parti québécois' electoral win of November 1976 on the financial and economic costs of the Québec government borrowings.

For long term bonds issue between November 1976 and February 1979, we estimated at 32.49 millions of \$ at 1979 present value or 1.22% of the total amount borrowed, the supplementary financial cost. In terms of additional payments to non-Québécois holding Québec government bonds, this associated economic cost has been evaluated at 11.21 millions of \$ at 1979 present value, representing .42% of total borrowings. These costs may vary with respect to inflation and exchange rates and it must be emphasized that they are based on the evolution of yield differentials between Québec and Ontario government bonds and not on their direct yields to maturity. In that respect, these supplementary costs are only relative to the situation of Ontario and it is not impossible that the Parti québécois' electoral win have displaced the lenders portfolios of Canadian provincial bonds to the benefit of the government of Ontario.

Finally, approximately two years and half following the pequist victory, the financial markets have retrieved to their former structure.

LE RENDEMENT DES OBLIGATIONS PROVINCIALES ET L'INCERTITUDE POLITIQUE : UNE ANALYSE DE SÉRIES CHRONOLOGIQUES *

Il est généralement reconnu que les marchés financiers réagissent rapidement aux changements et à l'incertitude politique. Après la victoire relativement inattendue de novembre 1976 d'un parti souverainiste aux élections générales du Québec, on n'a pas manqué, dans certains milieux, de souligner avec force la crainte de ces réactions sur l'avenir économique de cette province. Malgré le « grenouillage » public causé par cet événement, il n'est guère facile, cependant, d'identifier ce à quoi ont réagi les milieux financiers, ni de percevoir avec précision les effets de ce changement sur l'activité économique courante et future du Québec. Le but de ce texte est d'éclairer partiellement ce débat en analysant, à l'aide de techniques de séries chronologiques, l'effet de la victoire péquiste sur le coût économique et financier des emprunts publics québécois. Plus précisément, l'étude vise à quantifier statistiquement cet effet et à déterminer la durée de la période de transition en cause. Le problème étudié dépasse largement l'intérêt académique d'un test statistique lorsque l'on note que l'encours de la dette du gouvernement du Québec, d'Hydro-Québec et d'autres obligations garanties a crû d'environ \$7 milliards en dollars canadiens, de novembre 1976 à janvier 1979. Selon les besoins prévisibles d'Hydro-Québec et de la province pour les années 1979 à 1982, les emprunts requis seront de l'ordre de 4 à 4.5 milliards de dollars canadiens par année¹.

En première section de ce texte, nous présentons les éléments théoriques sous-jacents à l'étude empirique proposée et, ensuite, nous discutons de l'intérêt à recourir aux techniques d'analyse d'intervention de Box-Tiao (1975) pour ce genre de problème. Les résultats statistiques sont ensuite présentés et une évaluation des implications économiques des résultats conclut le texte.

* Communication présentée au 48^e Congrès de l'ACFAS, Société canadienne de science économique, 14 mai 1980, Québec.

1. Voir Fullerton (1979).

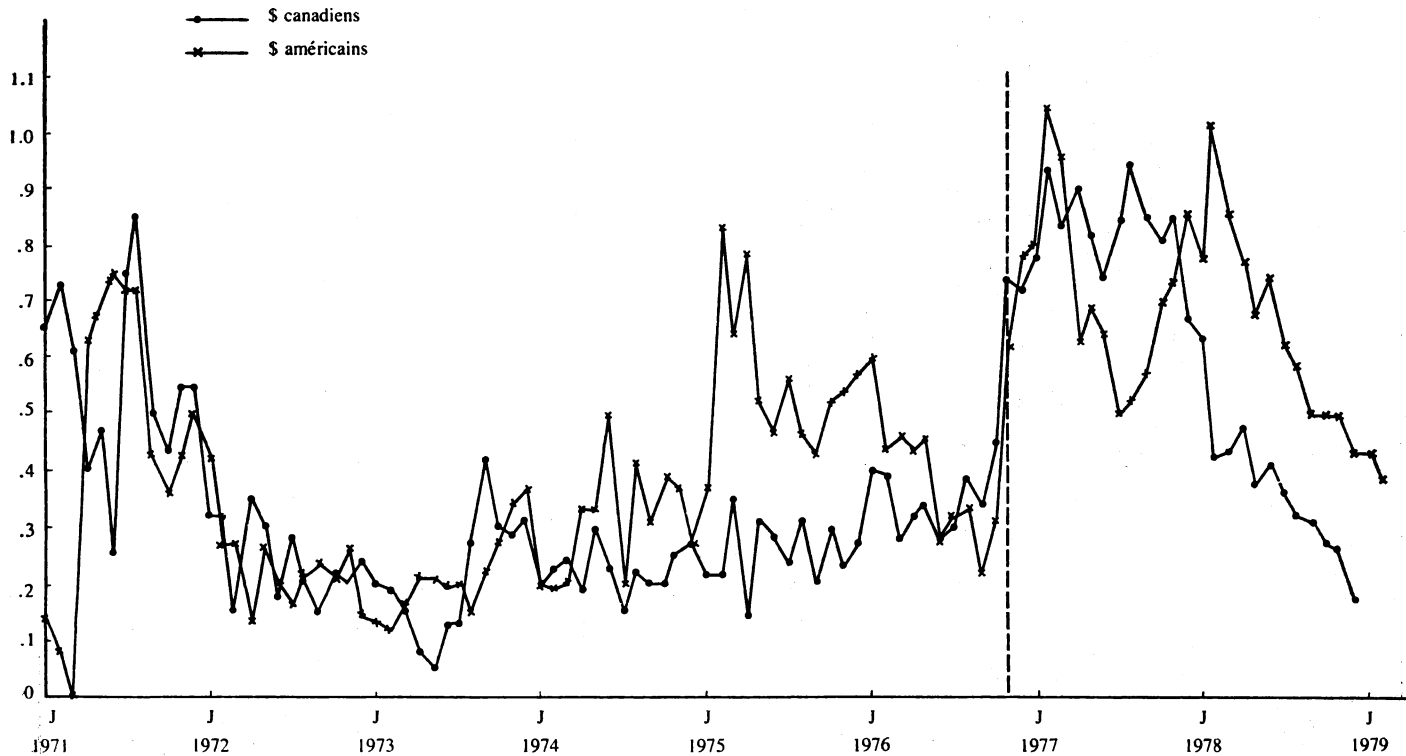
Éléments théoriques et statistiques du modèle

Une mesure de l'existence d'un coût supplémentaire des emprunts publics lié au résultat électoral de novembre 1976 consiste à estimer si cet événement a nécessité une hausse du taux de rendement (taux d'intérêt à l'échéance) que la province a dû accorder sur les titres obligataires québécois de long terme afin que ceux-ci soient détenus. Clairement formulé dans le modèle Bierman et Hass (1975), une hausse dans la probabilité de défaillance (*risk of default*) vis-à-vis les intérêts et le principal d'un titre, relativement à un titre considéré moins risqué, nécessite une hausse dans le rendement offert pour qu'à l'équilibre un individu soit indifférent à détenir l'un ou l'autre des titres. C'est sur ce principe que l'on a présenté le graphique de l'écart grandissant du taux de rendement entre les obligations provinciales québécoises et ontariennes comme évidence d'un coût supplémentaire des emprunts publics québécois depuis novembre 1976².

On peut cependant se demander si, dans l'esprit des investisseurs, l'élection du 15 novembre 1976 n'a fait que hausser cette probabilité de défaillance sur les titres québécois. En sus de l'élément socialiste souvent associé au Parti québécois, l'hypothèse d'une dislocation éventuelle des structures politiques et économiques canadiennes pourrait également mener l'investisseur à craindre une modification de la probabilité de défaillance sur les titres ontariens et même une baisse dans la valeur du dollar canadien. Si le caractère de très long terme des variables en cause justifie de négliger la question du taux de change, cette référence soulève par ailleurs tout le problème d'un marché canadien et américain des obligations provinciales canadiennes qui ne serait pas parfaitement intégré. Dans un tel cas, l'étude des séries sur les écarts de rendement en dollars canadiens et en dollars américains entre les titres québécois et ontariens permet d'identifier l'existence de réactions différentes sur ces marchés suite à l'élection des péquistes. Précisons que dans le calcul du coût économique d'un coût financier supplémentaire des emprunts publics québécois, la différenciation par marché québécois et non québécois est des plus pertinentes. En effet, ignorant la question importante mais fort difficile de la non-optimalité ou de l'optimalité d'une baisse éventuelle des investissements publics québécois liée à des coûts financiers plus élevés, le coût économique d'un coût financier supplémentaire des emprunts publics n'existe que si les titres sont détenus par des non-Québécois ; si tous les titres étaient détenus par des Québécois, le problème économique se résumerait à un seul transfert de ressources à l'intérieur de la communauté. Cette dimension du coût économique a été négligée par

2. Voir Dubuc (1979) et Fullerton (1979).

GRAPHIQUE 1
ÉCARTS DE RENDEMENT À LONG TERME
OBLIGATIONS QUÉBÉCOISES ET ONTARIENNES



Thibault et Wynant (1979) dans leur étude sur la réaction des investisseurs à l'environnement politique québécois.

Enfin, il est intéressant d'étudier, non seulement les écarts de rendement, mais aussi l'évolution séparée des taux de rendement des obligations québécoises et ontariennes sur les marchés américain et canadien, afin d'isoler l'influence de novembre 1976 sur le risque de défaillance des obligations québécoises et ontariennes.

Les déterminants des rendements et des écarts de rendement sur les obligations dépendent, sans aucun doute, de plusieurs variables, telles l'activité économique en général, l'ampleur des emprunts et l'importance de l'encours. Par ailleurs, les techniques d'analyse de séries chronologiques, plus précisément les modèles intégrés autorégressifs à moyennes mobiles (ARIMA), offrent une alternative à un modèle complexe d'équations simultanées (Zellner et Palm (1974)). Ainsi, en supposant que les facteurs d'explication susmentionnés rendent compte surtout des mouvements cycliques ou quasi cycliques, saisonniers ou quasi saisonniers, de trend ou de quasi trend des séries examinées, les modèles ARIMA et une spécification relativement générale d'une variable muette (Box et Tiao (1975)) permettent de dégager de l'évolution d'une série donnée l'influence plus marquante causée par un événement aussi spécifique que la victoire péquiste de 1976. Notre étude est une application de cette technique d'analyse chronologique d'intervention à l'étude de l'évolution des taux de rendement des obligations québécoises et ontariennes de long terme.

Les résultats empiriques

Au graphique 1, nous reproduisons les écarts entre le rendement des obligations provinciales québécoises et ontariennes de long terme (20 ans) sur le marché canadien, pour la période de janvier 1971 à décembre 1978, et jusque'en février 1979 sur le marché américain³.

Si nous considérons la période de janvier 1971 à octobre 1976 comme notre période de référence ou de stabilité politique et appliquons un modèle ARIMA à ces séries, nous obtenons les résultats rapportés au tableau 1⁴. On remarque immédiatement que la structure autorégressive

3. Nous remercions Monsieur John A. Rosart, de McLeod Young Weir Ltd., de nous avoir fourni ces données.

4. Les professeurs S. Perrakis et H.P. Rousseau ont suggéré qu'il aurait été préférable de démarrer l'étude avant 1971 afin de tenir compte de l'influence possible du FLQ et de la crise d'octobre 1970 sur l'évolution des données au début de cette décennie. Tout en reconnaissant l'intérêt de cette proposition, notre étude vise essentiellement à voir comment, en novembre 1976, la victoire électorale inattendue des péquistes sur les libéraux a modifié le marché des obligations tel qu'il existait à cette époque. De plus, le marché des obligations provinciales, en particulier le marché américain, n'apparaissait pas un marché des plus actifs avant 1970.

TABEAU 1
MODÈLES SUR LES ÉCARTS DE RENDEMENT À LONG TERME, QUÉBEC-ONTARIO

Marché en \$ canadiens	Marché en \$ américains
<p>1. Période stable (janvier 71 — octobre 76)</p> $y_t = .30 + \frac{\varepsilon_t}{(1 - .72B)}$ <p style="text-align: center;">(.05) (.08)</p> <p>Variance corrigée : .012 R² corrigé : .483</p> <p>2. (janv. 71 - déc. 78) : X_t = 1, nov. 76 ; 0, autrement</p> $y_t = .29 + \left[.34 + .36B + .45B^2 + \frac{.64B^3}{(1 - .92B)} \right] X_t$ <p style="text-align: center;">(.05) (.1) (.13) (.14) (.04)</p> $+ \frac{\varepsilon_t}{(1 - .74B)}$ <p style="text-align: center;">(.07)</p> <p>Variance corrigée : .011 R² corrigé : .798 () : écart-type</p>	<p>1. Période stable (janvier 71— octobre 76)</p> $y_t = .36 + \frac{\varepsilon_t}{(1 - .73B)}$ <p style="text-align: center;">(.06) (.08)</p> <p>Variance corrigée : .017 R² corrigé : .518</p> <p>2. (janv. 71 — fév. 79) : X_t = 1, nov. 76 ; 0 autrement</p> $y_t = .36 + \left[.28 + .43B + .42B^2 + \frac{.63B^3}{(1 - .93B)} \right] X_t$ <p style="text-align: center;">(.06) (.12) (.15) (.17) (.04)</p> $+ \frac{\varepsilon_t}{(1 - .74B)}$ <p style="text-align: center;">(.07)</p> <p>Variance corrigée : .015 R² corrigé : .712 () : écart-type</p>

des modèles et les termes constants significatifs confirment l'existence d'un certain trend dans la série des écarts, même pour cette période de stabilité politique. Avec la série des écarts de rendement autorégressive qui résulte de longs mouvements dans l'évolution de la série, ce résultat met sérieusement en doute l'utilisation par Thibault et Wynant (1979) de comparaisons sur la moyenne des rendements entre périodes pour tester l'effet de la victoire péquiste sur ces séries.

Par ailleurs, si, pour les deux séries, les coefficients estimés sont élevés relativement à leurs écarts-types et que les résidus des deux modèles sont aléatoirement et indépendamment distribués sur la base des tests⁵ usuels et du calcul des coefficients de corrélation entre les résidus (résultats non présentés), il demeure que seulement la moitié de la variance de la série des écarts est expliquée par les modèles ARIMA. Ces indications témoignent du caractère relativement fluctuant de ces séries. Enfin, les modèles ARIMA suggèrent une évolution analogue sur les deux marchés, sauf pour un écart moyen légèrement plus élevé dans le cas du marché en dollars américains. Même en période de stabilité politique, le Québec doit donc offrir plus que l'Ontario pour que ses titres soient détenus.

De novembre 1976 au début de 1979, le graphique 1 indique clairement un mouvement prononcé des séries vers le haut, puis un retour graduel vers les écarts associés à la période dite de stabilité politique. Cette évolution observée des séries suggère de tester l'hypothèse, à l'aide du modèle Box-Tiao (1975), que la victoire péquiste a provoqué une hausse temporaire dans le coût financier relatif des emprunts québécois sans cependant modifier comme tel la structure des marchés. Le modèle consiste à retenir la structure du modèle ARIMA de la période de référence et à ajouter une variable muette paramétrisée et spécifiée de façon relativement générale.

Plus précisément, soit le modèle complet suivant applicable sur toute la période d'observation :

$$y_t = \theta_0 + \frac{S(B) X_t}{W(B)} + \frac{\varepsilon_t}{(1 - Q(B))}$$

où y = série des écarts de rendements ; $X = 1$ pour novembre 1976, 0 autrement ; $Q(B)$, $S(B)$ et $W(B)$ sont des polynômes de degrés n et m en B , où B est un opérateur de retard : $B^K X_t = X_{t-K}$.

5. Depuis la publication du livre de Box-Jenkins (1970), ces modèles ont fait l'objet de nombreuses applications et discussions par les économistes. Les procédures d'identification, d'estimation et de validation sont maintenant connues et ne seront pas présentées pour les modèles retenus. Ces détails et les données sont cependant disponibles auprès des auteurs.

TABLEAU 2
 MODÈLES SUR LES RENDEMENTS À LONG TERME, QUÉBEC

Marché en \$ canadiens	Marché en \$ américains
<p>Série stable (janvier 71 — octobre 76)</p> $N_t = 11.94 + \frac{(.12)(1 - .26B^6)}{(1 - .99B)} \epsilon_t$ <p>(6.7) (.02)</p> <p>Variance corrigée : .055 R² corrigé : .952</p> <p>Janvier 71 — décembre 78</p> $N_t = 10.57 + \frac{(.10)(1 - .27B^6)}{(1 - .98B)} \epsilon_t$ <p>(1.5) (.02)</p> <p>Variance corrigée : .047 R² corrigé : .953</p>	<p>Série stable (janvier 71 — octobre 76)</p> $N_t = 9.00 + \frac{(.12)(1 - .26B^8)}{(1 - .96B)} \epsilon_t$ <p>(.79) (.03)</p> <p>Variance corrigée : .047 R² corrigé : .94</p> <p>Janvier 71 — février 79</p> $N_t = 9.59 + \frac{(.10)(.10)(1 + .17B^8 + .32B^{12})}{(1 - .96B)} \epsilon_t$ <p>(.84) (.03)</p> <p>Variance corrigée : .04 R² corrigé : .943</p>

Le modèle s'apparente à une fonction de transfert Box-Jenkins (1970) en X . Cependant, comme l'utilisation d'une variable muette ne nous permet pas de procéder à une spécification de la fonction de transfert via les corrélations croisées des résidus des variables filtrées, l'estimation des paramètres s'effectue par maximum de vraisemblance en expérimentant différentes spécifications pour $S(B)$ et $W(B)$. Par exemple, l'examen du graphique 1 des écarts indique après novembre 1976 une hausse d'environ 3 périodes, suivie d'une chute relativement graduelle des séries⁶; un polynôme d'ordre 3 pour $S(B)$, accompagné de paramètres $W(B)$ sur le dernier coefficient de $S(B)$ pour modéliser la retombée de la série, représente une spécification logique de départ⁷.

Les spécifications présentées au tableau 1 sur toute la période correspondent aux meilleurs R^2 corrigés obtenus, alors que toutes les valeurs estimées des coefficients sont élevées relativement à leurs écarts-types et que les résidus des régressions sont aléatoirement et indépendamment distribués selon les tests χ^2 et les coefficients de corrélations d'ordre 1 à 24 au niveau de confiance de 95%. Les coefficients significatifs de la variable muette montrent que la victoire péquiste a élargi l'écart entre les taux de rendement sur les obligations de long terme des gouvernements ontarien et québécois. Les simulations associées à la spécification finale estimée du modèle d'intervention suggèrent une concentration de cet élargissement dans les neuf premiers mois suivant la victoire péquiste, avec déclin graduel de l'effet qui persiste néanmoins jusqu'à la fin de notre période d'observation. Même si sur le marché américain l'effet semble vouloir se maintenir marginalement plus longtemps, les résultats des deux équations estimées tendent à confirmer l'évolution parallèle des deux marchés en période d'instabilité et de stabilité politique.

Enfin, les résultats sont compatibles avec l'hypothèse que l'élection péquiste n'a eu qu'une influence temporaire sur ces séries et n'a pas modifié la structure de base des marchés des obligations provinciales. Ce dernier résultat permet d'isoler précisément l'influence de l'élection péquiste sur l'évolution des séries des écarts.

Avant de calculer le coût financier et économique supplémentaire des emprunts publics québécois relativement aux coûts des emprunts publics ontariens, il est intéressant d'examiner les résultats du modèle d'analyse d'intervention appliqué directement aux séries des taux de rendement des obligations québécoises et ontariennes. Ces résultats sont rapportés aux tableaux 2 et 3. On constate qu'il s'est avéré impossible d'accrocher une variable auxiliaire d'intervention au modèle postpéquiste et que,

6. Nous supposons que la pointe à la 15^e période après novembre 1976, observée sur le marché en \$ américains, n'est pas reliée à l'élection péquiste.

7. Box et Tiao (1975) présente graphiquement l'évolution de l'output associé à diverses spécifications de $S(B)$ et $W(B)$ pour une impulsion (pulse) donnée.

TABLEAU 3

MODÈLES SUR LES RENDEMENTS À LONG TERME, ONTARIO

Marché en \$ canadiens	Marché en \$ américains
<p>Série stable (janvier 71 — octobre 76)</p> $N_t = 11.12 + \frac{(.12)(1 - .29B^6)}{(1 - .98B)} \varepsilon_t$ <p>(3.8) (.02)</p> <p>Variance corrigée : .057 R² corrigé : .95</p> <p>(Janvier 71 — décembre 78)</p> $N_t = 10.11 + \frac{(.10)(1 - .26B^6)}{(1 - .98B)} \varepsilon_t$ <p>(1.2) (.02)</p> <p>Variance corrigée : .046 R² corrigé : .95</p>	<p>Série stable (janvier 71 — octobre 76)</p> $N_t = 8.88 + \frac{(.02)(1 + .92B^{12})}{(1 - .92B)} \varepsilon_t$ <p>(.57) (.04)</p> <p>Variance corrigée : .041 R² corrigé : .94</p> <p>(Janvier 71 — février 79)</p> $N_t = 9.23 + \frac{(.10)(1 + .40B^{12})}{(1 - .96B)} \varepsilon_t$ <p>(.85) (.03)</p> <p>Variance corrigée : .045 R² corrigé : .92</p>

s'il y a quelques différences dans les résultats entre les périodes, ces différences ne concernent que la situation québécoise sur le marché américain et se retrouvent essentiellement dans le coefficient de moyenne mobile d'ordre 12 du modèle appliqué à la longue série. En d'autres termes, le choc de la victoire péquiste sur les taux de rendement des obligations provinciales est entièrement absorbé par les résidus des modèles ARIMA pré-novembre 1976 appliqués à ces séries.

Pour réconcilier ces derniers résultats avec l'existence d'une variable d'intervention sur la série des écarts, on peut supposer que les investisseurs détiennent un portefeuille d'obligations provinciales canadiennes qui sont considérées comme des titres substitués ; la victoire péquiste aurait alors déplacé la demande d'obligations québécoises vers le bas, forçant une hausse du taux de rendement, et inversement pour les obligations ontariennes. L'écart ainsi creusé devient alors perceptible au niveau statistique. A l'appui de cette hypothèse, nous avons reproduit au graphique 2 la série projetée des modèles ARIMA de la période stable et les données observées des taux de rendement pour quelques observations après novembre 1976. On voit, en particulier sur le marché américain, que les modèles de la période stable sous-estiment les taux de rendement sur les obligations québécoises et surestiment ceux des obligations ontariennes.

Il faut conclure que novembre 1976 n'a pas haussé le coût financier des emprunts publics ontariens et même l'aurait réduit. Il y a eu hausse du coût financier des emprunts publics au Québec même si, cependant, cette hausse n'a pas été suffisamment forte et persistante pour être captée directement par l'application des modèles Box-Tiao⁸ sur la série des taux de rendement des obligations québécoises.

Coût financier supplémentaire et coût économique

On peut transformer nos résultats statistiquement significatifs en coût financier supplémentaire des emprunts publics québécois, relativement aux coûts des emprunts publics ontariens, en supposant que les écarts de taux de rendement liés à la victoire péquiste et tels qu'observés

8. Suite à de multiples essais, une seule exception est le modèle suivant, obtenu sur le marché américain :

$$N_t = 9.52 + \frac{.21 B^4 X_t}{(1 + .57 B)} \frac{(1 + .25 B^8 + .34 B^{12})}{(1 - .95 B)} \varepsilon_t$$

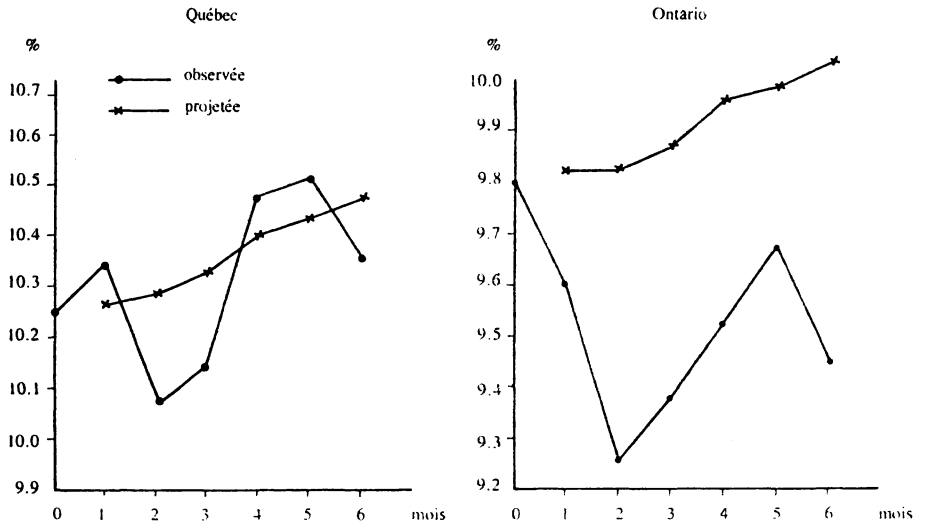
(0.10) (0.09) (0.09)
 (.8) (.27) (.03)

avec variance corrigée des résidus de .039 et $R_c^2 = .945$. Comparé cependant aux résultats du modèle ARIMA sur la série complète, l'ajout de la variable auxiliaire à l'explication de la série est négligeable.

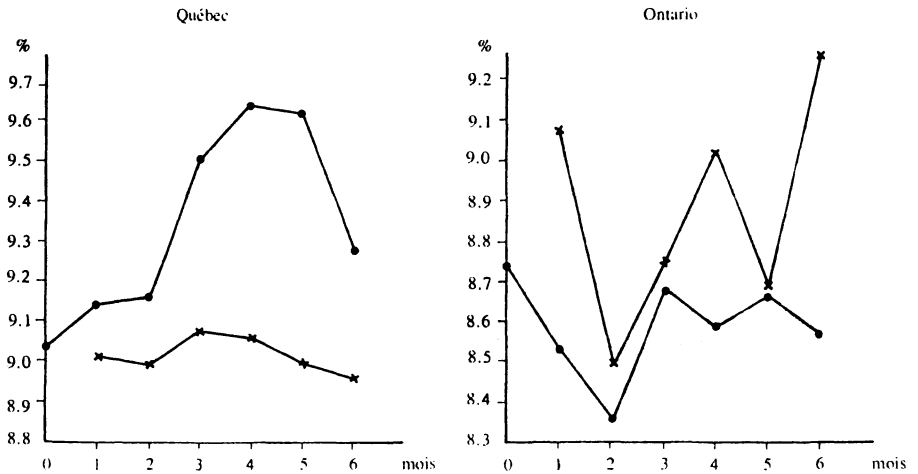
GRAPHIQUE 2

SÉRIES OBSERVÉES ET SÉRIES PROJETÉES
 DONNÉES SUR LES TAUX
 (0 = octobre 1976)

Marché en \$ canadiens



Marché en \$ américains



sur le marché secondaire des obligations de long terme représentent une approximation acceptable pour les écarts de taux de rendement sur les nouvelles émissions québécoises et ontariennes.

Pour expliciter tous les éléments de notre calcul du coût financier supplémentaire, considérons l'émission de \$125 millions d'obligations du gouvernement québécois offerte le 15 mars 1977 sur le marché canadien. Selon les coefficients de notre fonction de transfert du tableau 1, à cette date, un taux de rendement excédentaire de .589% devait être offert à l'acheteur pour l'amener à acquérir ces nouveaux titres publics québécois dans la perception du climat d'incertitude politique d'alors. Comme l'émission s'est vendue au pair, c'est sur le coupon que l'excédent a porté, de sorte que, durant l'échéancier de 24 ans, \$736,250. en intérêts supplémentaires doivent être payés annuellement. Exprimé en valeur présente de 1979, le montant total des intérêts supplémentaires à payer sur cette émission atteint \$7,189,220.

Le calcul en valeur présente du coût financier supplémentaire nous ramène forcément au problème du coût d'opportunité des investissements publics. Nous avons supposé que la séquence de déboursés inhérents à un emprunt effectué auraient été investis par l'Etat, selon le critère du revenu actualisé au taux d'escompte social. Comme il est impossible de connaître le vrai coût d'opportunité des ressources utilisées, nous retenons l'hypothèse que, pour chacune des années considérées, les sommes en question auraient été investies en fin de séquence d'une série de projets indépendants, ordonnés selon la décroissance de leur taux de rentabilité. Dès lors, on peut utiliser les montants déboursés comme tels dans notre calcul du coût financier puisque \$1,000 déboursés en 1983, par exemple, ont un coût d'opportunité de \$1,000 en 1983 car cette somme aurait été investie à un taux de rendement social égal au taux social d'actualisation, établissant la valeur présente (1983) des bénéfices nets du projet égale à \$1,000, quelle que soit la durée de vie du projet. Etant donné une séquence de déboursés excédentaires que le gouvernement doit payer sur ses emprunts, il ne nous reste qu'à actualiser ou à capitaliser les montants impliqués par rapport à une année de référence, en l'occurrence 1979. Précisons que le taux social d'actualisation (ou taux de rendement social) retenu ajoute au taux social de préférence intertemporel⁹, évalué pour le Québec à 3%, le taux d'inflation passé ou un taux anticipé de 9%.

Lorsque l'émission ne s'est pas vendue au pair, les déboursés supplémentaires ont été répartis à la date d'émission et sur le coupon de la façon suivante : la différence entre le taux de rendement à l'échéancier

9. Basé sur l'étude de Bradford (1975).

de l'acheteur¹⁰ et le taux du coupon est portée comme coût supplémentaire à l'émission ; le résidu entre le taux de rendement supplémentaire nécessaire selon la fonction de transfert à l'écoulement de l'émission et le taux supplémentaire imputé à l'émission est porté au coupon annuel. Par exemple, sur l'émission du 17 décembre 1976 de \$75 millions d'obligations vendues au prix unitaire de \$97.375 avec un coupon de \$9.75 (ou 9.75%) et une échéance de 16 ans, nous avons évalué le rendement de l'acheteur à 10.087%. Selon notre fonction de transfert à cette date, le taux de rendement supplémentaire à payer était de .359% ; avec un supplément de .337% (10.08% - 9.75%) applicable sur l'émission, il reste .022% à rapporter sur le coupon. L'équivalence en dollars est de \$252,750. en 1976 et de \$16,500. annuellement jusqu'en 1992.

Nous avons effectué tous ces calculs pour l'ensemble des émissions d'obligations de long terme du gouvernement du Québec, écoulées sur le marché canadien entre novembre 1976 et février 1979¹¹. Pour refaire les mêmes calculs, appliqués cette fois aux émissions écoulées sur les marchés américain et étranger, les coefficients de la fonction de transfert obtenus pour le marché américain ont été retenus pour toutes les émissions écoulées à l'étranger. De plus, les montants en cause ont été convertis en dollars canadiens, selon les taux de change en vigueur entre novembre 1976 et février 1979 et au taux de février 1979 par la suite.

Le tableau 4 résume la situation des coûts supplémentaires financiers et économiques (en valeur présente de 1979) des emprunts par obligations de long terme du gouvernement du Québec, effectués entre novembre 1976 et février 1979. On constate que les coûts financiers supplémentaires atteignent 32.4 millions de dollars, soit 1.22% du montant total emprunté. Les coûts économiques restreints aux déboursés supplémentaires vers les non-Québécois détenant des obligations gouvernementales atteignent 11.21 millions de dollars en valeur présente de 1979, équivalant à .42% des emprunts totaux, sous l'hypothèse que 15% des titres émis sur le marché canadien sont détenus par des non-Québécois¹². Si ces coûts peuvent varier positivement ou négativement

10. Etant donné le prix de vente, P , d'une obligation de \$100, le taux de rendement, r , pour l'acheteur, à l'échéancier d'un titre affichant un coupon, c , sur n périodes, s'obtient en solutionnant l'équation suivante :

$$P = \frac{c}{(1+r)} + \frac{c}{(1+r)^2} + \dots + \frac{(100+c)}{(1+r)^n}$$

11. Sources : Comptes publics, Gouvernement du Québec, vol. 1, section 3, 1976 à 1978 ; Discours sur le budget, 1979-1980, annexe II, p. 20.

12. Il n'existe pas d'étude précise sur les détenteurs de titres. Privément, au ministère des Finances du Québec, on estime à 15% de la dette totale directe garantie du gouvernement le montant détenu par les non-Québécois.

selon l'évolution du taux d'inflation et des taux de change, il faut rappeler qu'ils sont relatifs à la situation de l'Ontario et qu'il n'est pas impossible que le gouvernement ontarien ait pu profiter d'une réduction du coût de ses emprunts par obligations suite à cette victoire péquiste et du déplacement associé de la demande dans la composition d'un portefeuille d'obligations provinciales canadiennes.

TABLEAU 4

COÛTS FINANCIERS SUPPLÉMENTAIRES ET COÛTS ÉCONOMIQUES
DES EMPRUNTS DE LONG TERME DU GOUVERNEMENT DU QUÉBEC
ENTRE NOVEMBRE 1976 ET FÉVRIER 1979

(en valeur présente de 1979, millions de \$)

	Marché canadien	Marché américain et étranger	Total
Emprunts	1,891.90	764.35	2,656.25
Coûts financiers supplémentaires	25.04	7.45	32.49
Ratio : coûts financiers/emprunts	1.32%	.975%	1.22%
Coûts économiques	3.76*	7.45	11.21
Ratio : coûts économiques/emprunts	.20%	.975%	.42%

* On suppose que 15% des obligations québécoises émises sur le marché canadien sont détenues par des non-Québécois.

Notons que l'ordre de grandeur de ces coûts suggère que le problème de l'influence d'un coût financier supplémentaire sur la réduction des investissements publics et celui d'être conduit à devoir renoncer à certains investissements devenus non rentables dû aux coûts économiques accrus sont relativement négligeables. Cette dernière remarque ne signifie pas, cependant, que ces coûts n'existent pas. De fait, si on élargit le problème à la nécessité d'avoir à compenser l'investisseur pour l'inciter à acquérir les obligations d'Hydro-Québec, par exemple, ou celles provenant du secteur privé, il est clair que nos résultats statistiques confirment, sinon l'ampleur, au moins l'existence de coûts économiques associés à l'incertitude politique du Québec. Mais rien ne saurait, dans nos résultats, justifier une « dramatisation » de la situation puisque non seulement les marchés retrouvent graduellement leur structure initiale

mais c'est seulement sur les écarts de rendement et non sur les taux de rendement même que l'effet du phénomène politique s'est significativement, en termes statistiques, manifesté.

En terminant, il faut se demander si des incitations fiscales à détenir des titres québécois ne seraient pas justifiées dans un contexte d'incertitude politique. D'une part, cela réduirait le coût économique associé aux titres détenus par les non-Québécois et, dans une certaine mesure, pourrait éviter au secteur privé la nécessité de devoir payer davantage pour que leurs titres soient détenus. Le manque à gagner du gouvernement du Québec, associé à ces mesures, pourrait pénaliser les investissements du secteur public, cependant qu'il serait toujours possible de réduire les dépenses publiques de consommation plutôt que les investissements. Le programme épargne-actions du gouvernement du Québec représente d'ailleurs déjà un pas dans cette direction générale de favoriser à la fois l'investissement privé et la détention par les Québécois de titres québécois.

Claude MONTMARQUETTE

et

Claude DALLAIRE *,

*Centre de recherche en développement économique,
Université de Montréal.*

* Nous tenons à remercier de leurs commentaires les professeurs S. Perrakis, J. Poitier et H.P. Rousseau en les dégageant cependant de toute responsabilité quant aux erreurs que pourrait contenir ce texte. Cette recherche a été financée par une subvention FCAC — Equipe du ministère de l'Éducation du Québec.

BIBLIOGRAPHIE

- BIERMAN, H. Jr. et J.E. HASS (1975), « An analytical model of bond risk differentials », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 10(5), pp 757-773.
- BOX, G.E.P. et G.C. TIAO (1975), « Intervention analysis with applications to economic and environmental problems », *Journal of the American Statistical Association*, 70(349), pp. 70-79.
- BOX, G.E.P. et G.M. JENKINS (1970), *Time series analysis, forecasting and control* (San Francisco : Holden-Day Inc.).
- BRADFORD, D.F. (1975), « Constraints on government investment opportunities and the choice of discount rate », *American Economic Review*, 65(2), pp. 887-899.
- DUBUC, A. (1979), « La crise de confiance est résorbée », *La Presse*, 23 janvier.
- FULLERTON, D. (1979), « Emprunts du gouvernement du Québec », publié dans *L'accès du Québec aux marchés financiers*, Gouvernement du Canada.
- THIBAUT, A. et L. WYNANT (1979), « Investor reaction to the political environment in Quebec », *Canadian Public Policy — Analyse de Politique*, 2, pp. 236-247
- ZELLNER, A. et F. PALM (1974), « Time series analysis and simultaneous equations econometrics models », *Journal of Econometrics*, 2, pp. 17-54.