

A1.1
G
G12

Université de Montréal

Risque Economique, Risque Politique et Rendements
des Obligations des Gouvernements Provinciaux au Canada.

par

Mario Mansour

Département de sciences économiques

Faculté des arts et sciences

présenté à la Faculté des études supérieures

en vue de l'obtention du grade de

Maîtrise ès sciences (M.Sc.)

en sciences économiques

août, 1992

Centre de r.

OFF

sciences e

© Mario Mansour, 1992

SOMMAIRE

A l'aide de la théorie de l'évaluation par arbitrage, on construit un modèle pour expliquer les variations dans les rendements des obligations des gouvernements provinciaux au Canada. Le résultat principal est que les facteurs de risque économique choisis: le rendement des bons du Trésor à trois mois, le rendement du marché représenté par un indice boursier, la structure à terme des taux d'intérêt, le taux de chômage, l'inflation anticipée et l'inflation non anticipée, expliquent environ 82% des variations des rendements des obligations provinciales. De plus, les facteurs canadiens semblent être de meilleurs indicateurs de risque que les facteurs propres à chaque province.

Dans une seconde étape, on augmente le modèle de deux facteurs politiques propres au Québec pour vérifier si l'instabilité politique dans cette province a eu un effet sur le coût de ses emprunts. Ces deux facteurs sont l'élection du Parti Québécois en novembre 1976 et celle du Parti Libéral du Québec en décembre 1985. Le premier facteur n'a pas un effet significatif sur les rendements des obligations du Québec mais contribue à une baisse significative des rendements des obligations de l'Ontario. Quant au deuxième événement, il a été positivement perçu par les marchés financiers.

TABLE DES MATIERES

SOMMAIRE	I
TABLE DES MATIERES	II
LISTE DES TABLEAUX	III
REMERCIEMENTS	IV
1. INTRODUCTION	1
2. REVUE DE QUELQUES RESULTATS EMPIRIQUES	3
3. THEORIE ET HYPOTHESES	10
4. LE CHOIX DES FACTEURS DE RISQUE	11
4.1 Les facteurs économiques	11
4.2 Le risque politique	15
5. LES DONNEES	16
6. QUELQUES STATISTIQUES ELEMENTAIRES	18
7. LES RESULTATS	20
8. CONCLUSION	37
BIBLIOGRAPHIE	39
ANNEXE A	V
ANNEXE B	VI

LISTE DES TABLEAUX

TABLEAU 1: Ratio DG_p/DGT .	18
TABLEAU 2: Moyennes (M) et écarts-types des rendements des obligations.	19
TABLEAU 3: Matrice des corrélations croisées des variables explicatives.	21
TABLEAU 4: Analyse multivariée avec facteurs canadiens, 1972:3 à 1990:12.	31
TABLEAU 5: Analyse multivariée avec facteurs canadiens, 1972:3 à 1979:12.	32
TABLEAU 6: Analyse multivariée avec facteurs canadiens, 1980:1 à 1990:12.	33
TABLEAU 7: Analyse multivariée avec facteurs provinciaux, 1972:3 à 1990:12.	34
TABLEAU 8: Analyse multivariée avec facteurs politiques: élection du Parti Québécois en novembre 1976.	35
TABLEAU 9: Analyse multivariée avec facteurs politiques: élection du Parti Libéral en décembre 1985.	36

REMERCIEMENTS

Deux de mes professeurs ont contribué à la direction de ce travail. Michel Poitevin m'a proposé le sujet et supporté financièrement avec les fonds de recherche du CRDE. René Garcia m'a surtout aidé dans la méthodologie du travail. Par ailleurs, leurs commentaires et suggestions ont beaucoup facilité la rédaction du texte final. Aux deux professeurs, sans oublier le CRDE, merci.

1. INTRODUCTION

Selon la théorie de l'évaluation par arbitrage [Ross (1976)], le rendement d'un actif financier est une fonction linéaire de plusieurs facteurs de risque non diversifiables. Empiriquement, la nature de ces facteurs est en général économique quoique la théorie ne le précise pas. Néanmoins, il est bien connu que les marchés financiers réagissent rapidement aux changements et à l'incertitude politique¹. Dans un premier temps, la présente étude se propose d'identifier un ensemble de facteurs économiques pour expliquer les variations dans les rendements des obligations des gouvernements provinciaux au Canada². Dans un second temps, l'importance des facteurs canadiens est comparée à celle des facteurs propres à chaque province. Finalement, le modèle pour le Québec est augmenté de deux facteurs politiques, soient la victoire du Parti Québécois aux élections provinciales en novembre 1976³ et celle du Parti Libéral du Québec en décembre 1985.

En général, le modèle spécifié trace bien les variations dans les rendements des portefeuilles obligataires des provinces. Comparés aux facteurs provinciaux, les facteurs canadiens constituent un meilleur outil de prévision pour l'investisseur. L'événement de novembre 1976 a causé un déplacement de la demande des obligations du Québec vers l'Ontario. Ce résultat est semblable à celui de Montmarquette et Dallaire (1980) malgré l'utilisation d'une méthodologie différente.

¹Voir par exemple Jodice (1985).

²Les données sur certaines variables ne sont pas disponibles sur toute la période échantillonnale pour l'Île du Prince Édouard. Cette province est par conséquent absente de l'étude.

³L'effet de la victoire du Parti Québécois en novembre 1976 sur le rendement des obligations du gouvernement québécois a déjà été examiné par Montmarquette et Dallaire (1980) et Thibeault et Wynant (1979). On veut vérifier si le modèle utilisé ici reproduit les résultats de ces études ou les rejette.

Enfin, les marchés financiers ont réagi positivement à l'élection du Parti Libéral du Québec en décembre 1985 et le rendement des obligations du gouvernement du Québec a baissé.

L'organisation de ce document s'établit comme suit: la section 2 est une brève revue de quelques études empiriques sur le présent sujet, la section 3 introduit l'approche théorique, la section 4 motive le choix des facteurs, la section 5 décrit les données, la section 6 examine quelques statistiques élémentaires sur la variable dépendante, la section 7 présente et analyse les résultats et la section 8 conclut.

2. REVUE DE QUELQUES RESULTATS EMPIRIQUES

Cette section n'a pas comme but de faire un résumé complet de la littérature, mais plutôt d'offrir au lecteur, à travers quelques études, quelques évidences empiriques sur les facteurs de risque pertinents pour expliquer les variations dans les rendements des obligations et des actions.

L'un des plus anciens articles empiriques sur l'évaluation des déterminants des rendements des obligations remonte à 1959 [Fisher (1959)]. L'auteur suppose que le rendement de l'obligation d'une corporation dépend de deux facteurs, le risque de défaut sur l'intérêt et/ou le capital et l'importance du marché secondaire. Le premier facteur est approximé par trois variables, le coefficient de variation du revenu net⁴, la longueur de la période sur laquelle la compagnie émettrice a opéré sans que ses créanciers subissent une perte et le ratio de la valeur au marché des capitaux propres sur la valeur aux livres des dettes. Le deuxième facteur est approximé par la valeur au marché de toutes les obligations en circulation. A l'aide d'un modèle linéaire, Fisher montre que ces facteurs expliquent 81% de la variation du logarithme du rendement excédentaire. De plus, les paramètres estimés sont stables sur la période considérée, soit 1927 à 1953.

Jaffe (1975) considère que la cote d'une obligation est une mesure suffisante pour la classer dans une catégorie de risque et examine ensuite les déterminants des

⁴Le coefficient de variation est obtenu en divisant l'écart-type de l'échantillon par sa moyenne. Fisher considère neuf ans pour ce calcul. Le revenu net est obtenu en déduisant du revenu brut les coûts et les impôts.

variations des rendements excédentaires suivants: Baa-Aaa, Baa-Aa, Baa-a. Il montre que des facteurs de risque cycliques comme le taux de chômage, le taux de croissance des bénéfices non répartis, le taux de croissance de l'investissement en capital fixe, le taux de croissance de l'indice des prix de la production et la confiance des consommateurs dans la santé générale de l'économie expliquent environ 70% de ces variations. Son modèle suppose une relation linéaire entre les rendements et les facteurs.

D'autres études, basées sur le modèle à k facteurs et la théorie de l'évaluation par arbitrage [Ross (1976)], ont été réalisées par Keim et Stambaugh (1986), Chen, Roll et Ross(1986), Fama et French (1989) et Chen (1991). Elles identifient de nouveaux facteurs pertinents pour la compréhension des variations dans les rendements des obligations et des actions. Parmi ces facteurs on cite le rendement du marché représenté par un indice boursier, le rendement des dividendes, la structure à terme des taux d'intérêt⁵, la prime de risque moyenne du marché⁶, l'inflation anticipée et non anticipée et le taux de croissance de la production industrielle. En plus, on montre que le rendement espéré des obligations et des actions varient dans le même sens et que certains facteurs pertinents pour une période donnée ne le sont pas pour une autre [Fama et French (1989)] et qu'il y a un effet de janvier dans le rendement des actions et même de certaines obligations [Keim et Stambaugh (1986)].

⁵C'est la différence entre les rendements d'une obligation du gouvernement d'une échéance de 10 ans ou plus et du bon du trésor d'une échéance d'un mois.

⁶C'est la différence entre le rendement d'un portefeuille d'obligations de plusieurs corporations et le rendement des obligations cotées Aaa.

Toutes les études citées ci-dessus utilisent des données des marchés des titres américains et ne considèrent pas le risque politique. Le reste de cette section présente une revue, un peu plus détaillée, des études effectuées dans le cadre canadien et québécois. Le résumé de chaque article est précédé du nom de l'auteur.

Carter et Rousseau (1986)

Cette étude analyse l'effet de la dette sur le taux de rendement des obligations de quatre provinces canadiennes (le Nouveau-Brunswick, le Québec, l'Ontario et la Colombie Britannique). Le modèle théorique est emprunté à Jaffe (1975). La forme réduite estimée est donnée par:

$$RC_i = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} (RF) + \alpha_{2i} (MOOD) + \alpha_{3i} (DETPIB_i(-1)) + \alpha_{4i} (G_i) + u_i$$

où RC_i est le taux de rendement moyen, à long terme, sur le marché secondaire des obligations de la province i , RF est le taux de rendement du titre sans risque⁷, $MOOD$ est l'indice du Conference Board du Canada traduisant le sentiment de confiance des consommateurs dans l'économie canadienne, $DETPIB(-1)$ est le ratio dette totale/produit intérieur brut retardé d'une période, G est le nombre de jours-hommes de travail perdus pour grèves ou lock-out et u est une erreur aléatoire.

L'échantillon est composé de données trimestrielles. Il est défini entre le

⁷Les auteurs supposent que ce taux est le rendement à long terme des obligations du gouvernement fédéral.

deuxième trimestre de 1961 et le quatrième de 1982. Les résultats obtenus peuvent être résumés comme suit:

- Les titres à long terme de l'Ontario ne sont pas influencés par le ratio dette/PIB et constituent de très bons substituts aux titres du gouvernement fédéral. Leur prime de risque⁸ est variable et relativement faible.
- La prime de risque des obligations du gouvernement québécois est variable et le ratio dette/PIB exerce une influence significative sur le coût des emprunts. Cependant, le modèle est rejeté dans les années 70. La raison avancée par les auteurs est l'existence de facteurs exogènes politiques qui perturbent l'évolution de la série des rendements et qui ne sont pas inclus dans le modèle.
- Le ratio dette/PIB n'a pas d'influence significative sur le taux de rendement des obligations de la Colombie Britannique. Les titres de cette province sont de très bons substituts aux titres du gouvernement fédéral. Ils commandent toutefois une prime de risque variable.
- Le ratio dette/PIB exerce une influence significative sur le taux de rendement des obligations du Nouveau-Brunswick.
- Dans l'ensemble, un ratio dette/PIB élevé⁹ exerce une influence positive et significative sur le taux de rendement des obligations provinciales.

⁸La prime de risque est la différence entre les rendements des obligations provinciales et fédérales.

⁹Les auteurs parlent d'un ratio élevé à partir de 0.4.

Pour éviter le problème de la détermination simultanée des rendements du fédéral et des provinces, l'auteur considère que le rendement fédéral est déterminé par une régression linéaire sur les rendements présents et passés des obligations américaines. Il suppose donc l'inexistence de facteurs exogènes canadiens, indépendants du marché américain, susceptibles d'influencer le rendement fédéral. Si les marchés financiers canadiens et américains sont parfaitement intégrés, le seul risque rémunéré doit être le risque non diversifiable relatif au marché financier nord-américain. Jorion et Schwartz (1986) rejette l'hypothèse d'intégration parfaite des deux marchés. La raison de ce rejet est l'existence des barrières légales comme les différences dans les structures de taxation et les statuts des investisseurs étrangers et domestiques.

Montmarquette et Dallaire (1980)

En étudiant d'une part l'évolution des taux de rendement des obligations provinciales ontariennes et québécoises à long terme et d'autre part l'écart entre ces taux, les auteurs analysent l'effet de la victoire péquiste en novembre 1976 sur le coût économique et financier des emprunts publics québécois. Le modèle utilisé est du type ARIMA auquel on a ajouté une spécification générale d'une variable muette [Box et Tiao (1975)]. Sa forme générale est donnée par:

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

où y est la série étudiée, X est une variable qualitative égale à 1 pour novembre 1976

et 0 ailleurs, B est un opérateur de retard (i.e. $B^k X_t = X_{t-k}$), $S(B)$, $W(B)$ et $Q(B)$ sont des polynômes de degré n et m en B et ε est un bruit blanc.

La période étudiée est de janvier 1971 à décembre 1978 sur le marché canadien et à février 1979 sur le marché américain. La période de stabilité politique, considérée par les auteurs comme période de référence, s'étend de janvier 1971 à novembre 1976 et celle d'instabilité politique de décembre 1976 jusqu'à la fin de l'échantillon. Les résultats de l'analyse se résument comme suit:

- La victoire du Parti Québécois n'a pas une influence statistiquement significative sur la série des rendements. L'effet significatif est capté dans la série des écarts par rapport aux rendements des obligations ontariennes, la cause étant un déplacement de la demande d'obligations du Québec vers l'Ontario. Les résultats qui suivent concernent donc le coût relatif des emprunts du Québec.
- Même en période de stabilité politique, le Québec doit offrir plus que l'Ontario pour que ses titres soient détenus.
- La victoire du Parti Québécois a été négativement perçue par les marchés financiers. Un taux de rendement supplémentaire de 0.589% est exigé par les investisseurs pour l'émission de \$125 millions offerte le 15 mars 1977 et un autre de 0.359% pour l'émission de \$75 millions offerte le 17 décembre 1976¹⁰.
- L'effet des élections de novembre 1976 sur le coût des emprunts québécois

¹⁰Pour plus de détails sur le coût financier et économique, voir Montmarquette et Dallaire (1980), tableau 4, page 401.

est temporaire. L'écart par rapport aux obligations ontariennes a augmenté durant les neuf premiers mois suivant l'élection et a convergé par la suite vers son niveau d'équilibre. Cette convergence se prolonge cependant jusqu'à la fin de la période considérée sur le marché canadien mais semble vouloir se maintenir marginalement plus longtemps sur le marché américain; l'incertitude prend plus de temps pour se dissiper à l'étranger. Cela suggère qu'à long terme les deux marchés gardent leurs structures de base et évoluent parallèlement.

Thibeault et Wynant (1979)

Les auteurs analysent l'effet de la victoire péquiste en novembre 1976 sur les mouvements dans le rendement des obligations du gouvernement du Québec et sur l'effet de ces mouvements sur les anticipations des investisseurs. Pour ce faire, Thibeault et Wynant calculent l'écart entre les taux de rendements des obligations québécoises et ontariennes et comparent la moyenne de cet écart entre différentes périodes de janvier 1976 à octobre 1978. Ils concluent ce qui suit:

- La victoire péquiste a été négativement perçue par les marchés financiers. L'écart des rendements par rapport à l'Ontario a augmenté de 0.6 point de pourcentage sur le marché canadien et d'un point sur le marché américain. Néanmoins, cet effet était presque disparu en juin 1978.
- Dans le cas d'une éventuelle séparation du Québec, les auteurs pensaient que l'effet sur le coût des emprunts de cette province serait moyen, entre dramatique et négligeable. Cependant, ils ne précisaient pas le sens de

dramatique.

La comparaison de la moyenne des écarts entre différentes périodes dans cet article est critiquée par Montmarquette et Dallaire (1980) par ce qu'elle ne tient pas compte d'une tendance, dans la série des écarts, présente même en période de stabilité politique. D'autre part, il est naturel de penser au départ que la différence dans la moyenne des écarts entre différentes périodes est causée par un mélange de risque économique et politique. Ainsi, pour mesurer l'effet du risque politique, il faut isoler les facteurs du risque économique.

Ces deux derniers articles concentrent l'analyse sur les effets des élections de novembre 1976 sans parler des déterminants économiques de l'écart entre les taux de rendement des obligations ontariennes et québécoises. La présente étude se propose d'isoler les facteurs de risque économique pour voir dans quelle mesure ils sont responsables de cet écart. Il faut noter cependant que les deux études sont d'accord pour conclure que la réaction des marchés financiers aux élections de novembre 1976 était négative mais temporaire.

3. THEORIE ET HYPOTHESES

La présente étude se base sur la théorie de l'évaluation par arbitrage¹¹ [Ross

¹¹C'est la traduction de "arbitrage pricing theory" ou APT.

(1976)]. En bref, cette théorie stipule que s'il n'y a pas des possibilités d'arbitrage sur les marchés financiers et s'il existe un grand nombre d'actifs, les rendements attendus peuvent être exprimés comme une fonction linéaire des facteurs de risque,

$$R_i = R_0 + \sum_{j=1}^J \beta_{ij} f_j + \epsilon_i$$

où R_i est le rendement du titre i , R_0 est le rendement du titre sans risque, β_{ij} est la contribution du $j^{\text{ème}}$ facteur, f_j , au risque total du titre i , et ϵ_i est une erreur aléatoire.

Les hypothèses sous-jacentes à l'APT sont les suivantes:

1. Les facteurs sont orthogonaux entre eux: $\text{COV}[f_j, f_k] = 0, \forall j \neq k$.
2. L'erreur est orthogonale aux facteurs: $\text{COV}[\epsilon_i, f_j] = 0, \forall i \neq j$.
3. Les autocorrélations dans les erreurs sont nulles: $E[\epsilon_i \epsilon_k] = 0, \forall i \neq k$.

Une conséquence importante de l'absence d'arbitrage est que le seul risque rémunéré est celui qu'on ne peut pas éliminer par la diversification du portefeuille. Dans cette étude, le portefeuille de l'investisseur type est composé de plusieurs titres, canadiens et possiblement étrangers, dont les obligations à long terme des gouvernements provinciaux et du fédéral. L'investisseur sur les marchés financiers maximise le rendement espéré de son portefeuille pour un niveau de risque donné.

4. LE CHOIX DES FACTEURS DE RISQUE

4.1 Les facteurs économiques

Le choix des facteurs de risque économique est basé en grande partie sur les

travaux de Chen, Roll et Ross (1986), Keim et Stambaugh (1986), Fama et French (1989) et Chen (1991). Ces études considèrent surtout le marché des actions et des obligations des corporations alors que ce travail est uniquement concerné par les obligations gouvernementales. Le type du titre et l'identité de l'émetteur sont des facteurs importants pour l'investisseur.

L'idée générale est de choisir des indicateurs macroéconomiques qui constituent, à la période $t-1$, un ensemble d'information pouvant aider l'investisseur à se construire une idée sur la santé générale de l'économie pour évaluer le risque sur les marchés obligataires et exiger par conséquent un rendement pour la période t .

A. Le rendement des bons du Trésor (BT)

Cette variable représente le rendement du titre sans risque¹². De plus, elle est en général procyclique et peut donner à l'investisseur de l'information sur les conditions économiques à court terme. Une augmentation de BT implique une augmentation du rendement sans risque et une hausse des rendements des obligations. Ceci s'explique par le fait que l'utilité marginale d'une unité de consommation dans les périodes de prospérité économique est moins élevée que celle dans les périodes de récession. Le rendement exigé dans les bonnes périodes est alors plus élevé que celui dans les mauvaises. On s'attend donc à ce que l'effet de BT sur R soit positif.

¹²On utilise le terme "sans risque" pour exprimer le fait qu'il n'existe pas sur le marché un titre moins risqué.

B. Le rendement du marché des actions (RM et RM^ ¹³)*

Deux marchés sont considérés. Le marché canadien représenté par le rendement de l'indice TSE de la bourse de Toronto (RM) et le marché américain représenté par le rendement de l'indice Standard & Poor (RM^*)¹⁴. Ces deux facteurs fournissent de l'information sur l'activité du secteur privé. Fama et French (1989) trouvent qu'ils sont des indicateurs utiles pour la prévision des rendements des obligations des corporations. On veut vérifier si ce résultat tient pour les obligations gouvernementales. L'effet de cette variable sur les rendements des obligations, s'il existe, est incertain. Fama et French (1989) trouvent empiriquement que le rendement des actions et des obligations des corporations varient dans le même sens. Barsky (1989) explique théoriquement pourquoi ces rendements peuvent être négativement corrélés. Quand le marché des actions est trop risqué, les investisseurs ajustent leurs portefeuilles en y augmentant la proportion d'obligations. C'est l'effet "vol vers la qualité"¹⁵.

C. La structure à terme des taux d'intérêt (LT^)*

C'est la différence entre le rendement des obligations à long terme du gouvernement américain (R^*) et le rendement des bons du Trésor américain à trois mois (BT^*). Cette variable approxime la prime de risque minimale accordée au temps. On l'a choisi sur le marché américain pour éviter le problème de la détermination

¹³Un astérisque (*) désigne une variable américaine.

¹⁴Les deux variables incluent les rendements des dividendes.

¹⁵C'est la traduction de "flight to quality".

simultanée des rendements du fédéral et des provinces et pour capter le comportement de l'investisseur américain en général. Une augmentation de cette variable indique une baisse relative de la demande des titres à long terme par rapport aux titres à court terme. Son effet sur les rendements des obligations doit donc être positif.

D. Le taux de chômage (TC)

Cette variable est en général cyclique. En plus de donner à l'investisseur de l'information sur la santé générale de l'économie, elle peut approximer une partie non négligeable des dépenses et des recettes des gouvernements. Quand elle augmente en période de ralentissement économique, les recettes fiscales diminuent et le budget des programmes sociaux augmente, ce qui a pour effet d'accroître la probabilité de défaut sur l'intérêt et le capital. On s'attend à ce qu'elle ait un effet positif sur les rendements.

E. L'inflation (IA et INA)

L'investisseur rationnel exige une prime inflationniste égale à ses anticipations sur l'augmentation du niveau général des prix durant la période de détention d'un titre par ce qu'il s'intéresse au rendement réel et non nominal. L'inflation peut aussi causer la substitution de l'investissement financier par un investissement réel. En effet, le rendement réel après impôt d'un titre décroît avec l'inflation et le consommateur veut réduire la variation de sa consommation dans le temps en possédant plus de placements réels qui donnent un rendement protégé de l'inflation [Bradely et Graham (1986)].

Dans ce travail, on veut connaître l'effet de l'inflation anticipée ainsi que celui de l'inflation non anticipée sur les rendements des obligations. On s'attend à ce que les deux effets soient positifs mais on ne peut rien dire à priori sur leurs poids relatifs.

L'inflation anticipée (IA) et l'inflation non anticipée (INA) sont calculées à l'aide d'un modèle ARIMA univarié. L'étude des fonctions d'autocorrélations et d'autocorrélations partielles de l'inflation¹⁶ suggèrent un modèle ARIMA (0,1,0)(1,0,1)₁₂ pour toutes les provinces et pour le gouvernement fédéral. La prévision du modèle donne l'inflation anticipée et l'erreur de prévision donne l'inflation non anticipée. Les détails des estimations sont fournis à l'annexe A.

4.2 Le risque politique

Une partie de ce document concerne le risque politique et ses effets sur le coût des emprunts. Il est donc pertinent de définir ce risque et de voir quelles sont ses sources.

On peut définir le risque politique comme une série d'événements nationaux et internationaux qui affectent l'avoir ou les revenus attendus de l'investisseur. Ces événements peuvent avoir leurs sources dans la guerre, les insurrections, l'instabilité politique ou encore les changements des politiques gouvernementales [Jodice (1985)]. Si l'investisseur est étranger, l'augmentation du taux exigé pour détenir un titre est une fuite vers le monde extérieur, sinon, c'est un simple transfert de richesse du

¹⁶L'inflation est calculée comme suit: $I_t = \log(\text{IPC}_t) - \log(\text{IPC}_{t-12})$ où IPC est l'indice des prix à la consommation.

gouvernement vers le particulier [Montmarquette et Dallaire (1980)].

Il est très important de distinguer un changement politique permanent d'un changement temporaire en ce sens qu'un changement jugé temporaire peut avoir un effet négligeable sur le comportement des investisseurs. De même, il faut distinguer un changement anticipé d'un changement non anticipé. Dans ce travail, on s'intéresse uniquement aux effets des changements politiques non anticipés. Finalement, on veut vérifier si le risque politique est diversifiable; l'investisseur peut-il l'éliminer par un changement de la composition de son portefeuille ?

5. LES DONNEES

Les différentes sources des données sont Statistique Canada, la Revue de la Banque du Canada et Scotia-Mcleod Inc. Une description détaillée des variables se trouve à l'annexe B. Les données sont mensuelles et l'échantillon couvre la période de mars 1972 à décembre 1990. La variable dépendante est R_p , le taux de rendement nominal annuel moyen, sur le marché secondaire, d'un portefeuille d'obligations du gouvernement de la province p ¹⁷. Les obligations de ce portefeuille possèdent une échéance d'au moins dix ans. On suppose que cet horizon caractérise le long terme. La variable R_p peut donc être interprétée comme le coût de la dette à long terme du gouvernement de la province p .

L'utilisation du marché secondaire permet de réduire ou d'éliminer l'effet sur

¹⁷Les portefeuilles contiennent aussi les obligations des grandes corporations des gouvernements provinciaux. Par exemple, Hydro Québec, Ontario Hydro, etc...

les rendements de quelques caractéristiques propres à chaque obligation et rend la comparaison des rendements plus facile. Parmi ces caractéristiques on retrouve: l'échéance, la quantité émise, le taux de rendement à l'émission¹⁸ et la cote de crédit.

Les rendements du marché secondaire posent cependant quelques problèmes. Les plus importants en ce qui concerne cette étude sont la taille du marché secondaire et son degré d'activité. Un petit marché n'est pas très intéressant à étudier et un marché peu actif risque de donner une idée biaisée de la réalité et donc de nous amener à formuler des conclusions douteuses.

Pour se construire une idée sur l'importance relative du marché de chaque province, le tableau 1 donne le ratio de la dette garantie de la province p (DG_p) sur la dette garantie de toutes les provinces (DGT). La dette garantie n'est pas formée uniquement par des obligations à long terme mais peut avoir un effet sur le rendement de ces obligations¹⁹. On remarque que les parts de marché les plus importantes sont respectivement celles du Québec, de l'Ontario, de la Colombie-Britannique et de l'Alberta. Les autres sont relativement moins importantes et suggèrent la prudence dans l'interprétation des résultats.

Finalement, il faut se rappeler que R_p n'est pas le coût effectif de la dette à long terme. Ce dernier est donné par le taux à l'émission. Cependant, pour étudier la réaction des marchés aux nouvelles économiques et politiques, il est préférable

¹⁸Ederington (1974) remarque que le taux à l'émission peut être plus élevé que le taux du marché secondaire pour deux obligations identiques.

¹⁹Pour l'effet de la dette sur le rendement des obligations à long terme, voir le résumé de l'article de Carter et Rousseau (1986) à la section 2.

d'utiliser le rendement du marché secondaire qui représente le résultat du jeu de l'offre et de la demande.

TABLEAU 1
Ratio DG_p/DGT (%).

La moyenne est calculée sur 20 années.

Année	T.N.	N.E.	N.B.	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alt.	C.B.
1971	2.72	0.49	2.84	29.41	20.99	7.05	0.67	12.13	23.69
1975	2.21	1.95	2.95	25.33	21.50	8.33	0.55	14.09	23.09
1980	1.81	2.84	5.51	34.30	19.55	6.07	0.15	11.97	17.80
1985	1.82	2.83	4.34	33.45	20.90	3.19	0.38	15.73	17.36
1990	1.54	3.40	3.05	32.84	26.90	2.11	1.35	19.08	9.73
Moyenne	2.12	2.26	3.82	31.16	21.49	5.40	0.54	14.47	18.74

6. QUELQUES STATISTIQUES ELEMENTAIRES

Le tableau 2 ci-dessous présente la moyenne et l'écart-type des rendements des obligations. Sur toute la période considérée, 1972:3 à 1990:12, les provinces qui paient le taux de rendement le plus élevé pour s'endetter sont le Québec et Terre-Neuve. Par la théorie postulée à la section 4, ceci veut dire que les obligations du Québec sont aussi risquées que celles de Terre-Neuve. Pourtant, on s'attend à ce que le gouvernement québécois paie moins que le gouvernement de Terre-Neuve étant donné la situation globale de l'économie du Québec.

Par ailleurs, le gouvernement fédéral (Féd.) paie le taux de rendement le plus

faible pour s'endetter. Ceci justifie probablement le fait que ce taux soit utilisé dans l'étude de Carter et Rousseau (1986) comme le rendement sans risque. Cette procédure ne permet pas cependant d'identifier les facteurs de risque commun aux obligations fédérales et provinciales.

TBALEAU 2
Moyennes (M) et écarts-types (E.T.) des
rendements des obligations.

	<u>1972:3 à 1990:12</u>		<u>1972:3 à 1979:12</u>		<u>1980:1 à 1990:12</u>	
	M.	E.T.	M.	E.T.	M.	E.T.
Féd.	10.46	2.1317	8.80	0.9525	11.64	0.9483
T.N.	11.40	2.1195	9.88	0.9615	12.49	2.0508
N.E.	11.20	2.0988	9.60	0.9340	12.35	1.9456
N.B.	11.21	2.1559	9.63	0.9293	12.34	2.0694
Qué.	11.39	2.1884	9.87	0.9625	12.47	2.1751
Ont.	11.05	2.1425	9.52	0.9370	12.14	2.0909
Man.	11.01	1.9649	9.64	0.9362	11.98	1.9248
Sas.	11.12	2.1288	9.53	0.9164	12.26	2.0148
Alt.	10.86	2.0707	9.19	0.8145	12.04	1.8645
C.B.	11.30	2.1750	9.61	0.9278	12.50	2.0052

Finalement, il faut remarquer que les rendements moyens des obligations des gouvernements provinciaux ainsi que leurs variances respectives sont moins élevés dans les années 1970. On peut difficilement attribuer la hausse des rendements dans les années 1980 à l'inflation étant donné que les années 1970 ont connu des chocs inflationnistes plus importants. Si le mouvement dans les rendements des obligations suit celui du taux d'intérêt, on peut penser à une augmentation générale des

rendements obligataires réels causée par des politiques monétaires restrictives ou par une augmentation rapide des déficits budgétaires aux débuts des années 80.

7. LES RESULTATS

L'estimation des différentes spécifications choisies est faite par les moindres carrés ordinaires (MCO). Etant donné les hypothèses de l'APT²⁰, cette méthode permet d'obtenir des estimateurs sans biais des paramètres du modèle. Néanmoins, les rendements des obligations sont fortement autocorrélés²¹ et la variance des années 1970 est plus élevée que celle des années 1980 comme on l'a vu au tableau 2. En présence de ces problèmes d'hétéroscédasticité et d'autocorrélations dans les erreurs, on sait, par le modèle linéaire classique, que les estimateurs des variances des paramètres des MCO sont biaisés. Newey et West (1987) propose une matrice de variance-covariance qui prend en considération ces deux problèmes pour obtenir des estimateurs sans biais des variances des paramètres²². C'est à partir de leur matrice que tous les tests d'hypothèses seront construits.

²⁰Parmi ces hypothèses, on s'intéresse particulièrement à la relation linéaire entre les rendements et les facteurs de risque, à l'orthogonalité de l'erreur par rapport aux facteurs et des facteurs entre eux et à l'exogénéité des facteurs.

²¹A titre d'exemple, les autocorrélations, d'ordre 1 à 6, dans les rendements des obligations ontariennes sont respectivement égales à 0.97, 0.94, 0.91, 0.88, 0.86 et 0.83. Pour les autres provinces, on observe des structures d'autocorrélations semblables.

²²Cette matrice est la matrice de variance-covariance des MCO ajustée pour incorporer les structures de l'autocorrélation et de l'hétéroscédasticité dans les erreurs.

7.1 Rendements des obligations et facteurs canadiens

La spécification générale du modèle suppose que l'investisseur élimine tout le risque non systématique par la diversification de son portefeuille. Le risque rémunéré (i.e. le risque non diversifiable) provient seulement de l'activité économique canadienne, et éventuellement étrangère, représentées par les facteurs définis à la section 4. Le risque propre à chaque province, s'il existe, peut donc être éliminé par la diversification du portefeuille.

La première spécification testée exprime les rendements nominaux des obligations provinciales au temps t , soit $R_{p,t}$, comme une fonction de cinq facteurs canadiens de risque au temps $t-1$, soient BT_{t-1} , RM_{t-1} , TC_{t-1} , IA_{t-1} et INA_{t-1} , et un facteur américain, soit LT_{t-1}^* . Le fait d'utiliser l'information disponible au temps $t-1$ assure l'orthogonalité des facteurs par rapport aux erreurs, une hypothèse importante de l'APT. Les résultats sont présentés au tableau 4²³ et sont en général conformes aux attentes formulées à la section 4. Le rendement des bons du Trésor à trois mois (BT), c'est à dire le rendement sans risque, a un effet positif d'environ 0.5 sur le rendement des obligations de toutes les provinces²⁴. Le rendement du marché des actions (RM) a un effet négatif mais faible et significatif seulement pour le Québec,

²³Les tableaux 4 à 9 sont situés à la fin de la section en cours.

²⁴La statistique t , reportée entre parenthèses dans les tableaux 4 à 9, est calculée en utilisant les variances de la matrice de Newey et West (1987). Tous les tests d'hypothèses sont effectués au niveau 0.05. A ce niveau, une valeur de t supérieur à 1.97 permet de rejeter l'hypothèse nulle (i.e. le paramètre est égale à 0).

Terre-Neuve et la Colombie-Britannique²⁵. C'est donc la théorie du "vol vers la qualité" qui est "faiblement" vérifiée pour les obligations gouvernementales. Durant les périodes de risque élevé, les obligations d'épargne constituent un substitut de qualité aux actions. La structure à terme des taux d'intérêt (LT^*), variable déterminée sur le marché américain, a un effet positif sur les rendements. Une augmentation de cette variable indique que la demande des titres à court terme est relativement plus élevée que celle des titres à long terme, ce qui a pour effet de baisser le prix des titres à long terme pour les rendre compétitifs avec les titres à court terme. Le taux de chômage (TC), l'inflation anticipée (IA) et non anticipée (INA) ont des effets positifs et significatifs pour la plupart des provinces, sur les rendements des obligations. De plus, IA semble avoir un poids légèrement plus important que INA.

La constante est significative pour Terre-Neuve, la Nouvelle-Ecosse, le Manitoba, la Saskatchewan et l'Alberta. Ceci indique que ces provinces paient un rendement constant indépendant des conditions économiques générales et que leurs portefeuilles sont moins liquides que ceux des autres provinces. Pour relier la constante aux problèmes de liquidité, rappelons que ces provinces possèdent les parts de marché les plus faibles d'après le tableau 1.

Dans l'ensemble, ces facteurs expliquent environ 82% des variations dans les rendements des obligations des provinces.

Les tableaux 5 et 6 présentent les résultats de la spécification générale pour

²⁵On obtient un résultat semblable avec le rendement des actions aux Etats-Unis, soit RM^* . Ceci n'est pas surprenant étant donné le lien entre les deux marchés boursiers.

les décennies 1970 et 1980 respectivement. La motivation vient du tableau 1 qui indique que les rendements moyens des obligations sont plus élevés dans les années 80 et du fait que le taux d'intérêt réel a subi un changement à la hausse dans sa moyenne au début de la décennie 80²⁶. Le but est donc de vérifier s'il y a eu des changements dans la structure des marchés obligataires. Le comportement des investisseurs face aux facteurs de risque a-t-il changé ? Le rôle des facteurs de risque comme outil de prévision des rendements est-il resté le même dans les années 80 ?

On remarque tout d'abord que l'effet de BT a légèrement augmenté pour toutes les provinces. L'information révélée par cette variable est restée stable dans le temps. L'effet du marché des actions est négligeable dans les années 70 mais semble avoir un effet légèrement plus important dans les années 80 surtout pour le Québec et la Colombie-Britannique²⁷. Ceci confirme le fait que le marché des actions ne joue pas un rôle très important dans l'explication des variations des rendements des obligations gouvernementales. Ce résultat va évidemment à l'encontre de celui obtenu pour les obligations des corporations et tendrait à indiquer une segmentation des deux types de marché. Le poids de LT^* est plus important dans les années 80. L'effet de TC est négatif dans les années 70, quoique très faible, alors qu'il est positif dans les années 80.

Le changement important à noter sur les marchés obligataires concerne l'effet de l'inflation (IA et INA) sur les rendements. Cet effet a plus que doublé dans les

²⁶Voir par exemple Garcia et Perron (1990).

²⁷Les résultats avec RM^* ne changent pas pour les années 70. Cependant, pour les années 80, l'effet de RM^* est significative pour toutes les provinces et il est d'environ 0.005.

années 80 pour les deux variables IA et INA et pour toutes les provinces. Dans les années 70 le poids total de IA et INA est largement inférieur à un (environ 0.3) alors qu'il est d'environ 0.80 dans les années 80. On voit en ceci la leçon des années 70. L'inflation durant cette décennie a effacé une partie non négligeable de l'épargne sous forme de titres à long terme, dont les obligations des gouvernements. Les investisseurs sont devenus par conséquent plus exigeants dans leur anticipation et plus sensibles aux variations dans l'inflation.

La constante de la régression est significative et élevée (environ 6%) dans les années 70 pour toutes les provinces alors qu'elle l'est seulement pour l'Alberta dans les années 80. Ceci montre que les marchés obligataires secondaires des années 80 sont plus actifs, plus liquides et par conséquent varient plus avec l'activité économique. Les facteurs de risque semblent jouer un rôle plus important dans les années 80.

Un fait intéressant à noter est la différence dans les paramètres estimés à travers les provinces qui est d'autant plus grande quand on regarde les deux sous périodes séparément. A titre d'exemple, au tableau 6, tous les paramètres significatifs de la province du Québec sont plus élevés que ceux de l'Ontario sauf celui attaché à l'inflation non anticipée. Ceci indique que le rendement des obligations québécoises est plus sensible aux facteurs que celui des obligations de l'Ontario. Le fait que le Québec paie un rendement plus élevé que l'Ontario ne provient pas entièrement d'un seul facteur spécifique au Québec mais plutôt de l'ensemble des facteurs retenues dans le modèle. Cette différence dans les paramètres explique en partie les différences

dans les rendements et provient essentiellement des différences dans le risque et la structure de chaque marché. Un marché très actif, où l'investisseur ne rencontre pas de difficultés s'il décide de revendre une obligation, réagit plus aux nouvelles économiques qu'un marché peu actif.

7.2 Rendements des obligations et facteurs provinciaux

Dans cette section, on veut vérifier si les facteurs de risque provinciaux sont plus importants que les facteurs canadiens pour expliquer les variations dans les rendements des obligations. On remplace dans la spécification générale les variables TC, IA et INA par leurs équivalentes provinciales, soient TC_p , IA_p et INA_p ²⁸. Les résultats sont présentés au tableau 7. Les changements par rapport au tableau 4 sont négligeables sauf pour l'Alberta. Les facteurs propres à cette province semblent être plus pertinents pour expliquer le rendement de ses obligations. On remarque que les constantes des régressions deviennent toutes significatives avec les facteurs provinciaux. Ceci indique que les facteurs canadiens constituent des indicateurs macroéconomiques aussi importants que les facteurs propres à chaque province pour la prévision des rendements obligataires provinciaux²⁹.

Dans l'ensemble, le tableau 7 montre que les facteurs canadiens sont en général suffisants pour évaluer le risque des portefeuilles d'obligations provinciales.

²⁸On peut aussi ajouter, au lieu de remplacer, les facteurs provinciaux aux facteurs canadiens pour voir s'ils apportent une information supplémentaire concernant le risque dans chaque province. Cependant, la forte corrélation entre les deux types de facteur peut nous empêcher de conclure sur la pertinence de cette information.

²⁹Les résultats des deux sous-périodes, soient 1972:3 à 1979:12 et 1980:1 à 1990:12 sont semblables aux résultats avec facteurs canadiens.

L'investisseur attache donc autant d'importance aux indicateurs économiques canadiens qu'aux indicateurs provinciaux. Etant donné la corrélation des cycles économiques dans les provinces, ce résultat n'est pas étonnant. Il indique bien que les marchés obligataires des gouvernements provinciaux au Canada ne sont pas parfaitement segmentés et réagissent tous aux mêmes facteurs de risque macroéconomique.

7.3 Rendements des obligations et facteurs politiques: le cas du Québec

Comme on l'a vu à la section 2, Montmarquette et Dallaire (1980) ainsi que Thibeault et Wynant (1979) ont déjà étudié l'effet de la victoire inattendue du Parti Québécois en novembre 1976 sur l'écart des rendements des obligations entre le Québec et l'Ontario. Le but de cette section est de vérifier si la période du mandat du Parti Québécois au Québec est caractérisée par des rendements obligataires moyens plus élevés que celles du Parti Libéral du Québec³⁰. Pour ceci, on augmente le modèle de base d'une variable qualitative G qui est égale à 1 de novembre 1976 à novembre 1985 et 0 ailleurs. On veut aussi vérifier la réaction des marchés suite aux élections de novembre 1976 et de décembre 1985. On introduit dans la spécification générale deux variables qualitatives pour marquer deux périodes suivant la victoire du Parti Québécois; soient $Q1=1$ pour les premiers 6 mois suivant l'élection et 0 ailleurs, $Q2=1$ pour les deux premières années suivant l'élection et 0 ailleurs. De même, on introduit deux autres variables pour marquer deux périodes suivant la

³⁰Le Parti Québécois était au pouvoir de novembre 1976 à novembre 1985. Le 2 décembre 1985, le Parti Libéral du Québec gagne les élections provinciales.

victoire du Parti Libéral; soient L1, et L2 qui sont égales à 1 pour les premiers 6 et 24 mois respectivement et 0 ailleurs.

Le tableau 8 présente les résultats du modèle avec les variables G, Q1 et Q2 pour le Québec et avec Q1 pour l'Ontario. Le but de la régression pour l'Ontario est de rendre les résultats comparables avec ceux de Monmarquette et Dallaire (1980). Les différentes spécifications sont disposées en colonne. La dernière colonne pour chaque province est le résultat du modèle de base vu au tableau 4. La variable G n'a pas un effet significatif sur les rendements. A long terme, les politiques du Parti Québécois n'ont pas contribué à une augmentation du risque de défaillance des obligations.

Les premiers 6 mois post-élection ne sont pas caractérisés par des rendements plus élevés au Québec, la variable Q1 n'ayant pas un effet significatif. Par contre, cette même période est caractérisée par des rendements moins élevés pour l'Ontario. Le tableau 8 indique une baisse significative de 0.74 points du rendement des obligations ontariennes. Ce résultat est identique à celui obtenu par Montmarquette et Dallaire (1980), à savoir que la victoire inattendue du Parti Québécois n'a pas eu un effet assez important sur la série des rendements mais plutôt sur la série des écarts avec l'Ontario, la raison étant un déplacement de la demande des obligations du Québec vers l'Ontario. L'investisseur a donc diversifié le risque politique en substituant temporairement les obligations du Québec par celles de l'Ontario.

Finalement, il faut remarquer que la variable Q2 a un effet significatif mais négatif sur les rendements. A moyen terme, la réaction des marchés financiers est plutôt positive. Les investisseurs ont exigé un rendement relativement moins élevé

durant les deux premières années suivant la victoire du Parti Québécois. Pour trouver la raison de cette réaction, il faudrait procéder à une analyse microéconomique des finances du gouvernement du Québec et d'Hydro Québec durant la période 1976-1978³¹. Notons que cette baisse peut provenir tout simplement d'un retour, à moyen terme, à la normale de l'écart des rendements Québec-Ontario.

Le tableau 9 présente les résultats de l'élection du parti libéral en décembre 1985. Les différentes spécifications sont disposées comme au tableau 8. On constate que cet événement a été positivement perçu par les marchés financiers. Les rendements ont relativement baissé de 0.768 point durant les premiers 6 mois. Néanmoins, sur la période de deux ans suivant l'élection l'effet est inexistant. la réaction des marchés, encore une fois, est temporaire.

Toute cette discussion suppose que le risque politique, défini comme un changement de gouvernement, est un événement non anticipé³². Pour vérifier la validité de cette hypothèse, on se pose la question suivante: les marchés financiers ont-ils réagi avant les élections de novembre 1976 et de décembre 1985 ? Pour répondre à cette question, on a ajouté au modèle de base des variables qualitatives pour marquer les périodes d'un mois, de deux mois et de trois mois précédant les

³¹Rappelons que le portefeuille d'obligations du Québec contient des obligations d'Hydro Québec. Les projets d'investissements et la santé financière de cette corporation ont sûrement une influence sur le risque du portefeuille québécois.

³²Montmarquette et Dallaire (1980) ainsi que Thibeault et Wynant (1979) posent la même hypothèse pour l'événement de novembre 1976.

deux événements politiques. Les résultats ne sont pas présentés ici mais indiquent que les marchés n'ont pas réagi avant les deux élections. Ceci appuie donc l'hypothèse du caractère non anticipé de ces événements.

Pour conclure sur le risque politique, disons que les résultats obtenus aux tableaux 8 et 9 suggèrent que la période du Parti Québécois n'est pas caractérisée par des rendements relativement plus élevés que la période du Parti Libéral du Québec. L'effet de la victoire péquiste en novembre 1976 n'est pas significatif sur les rendements des obligations québécoises mais il l'est sur les rendements des obligations ontariennes. Par contre, les marchés financiers ont positivement perçu la victoire libérale en décembre 1985 et les rendements durant les six premiers mois post-élection sont relativement moins élevés. La réaction à long terme des marchés dépend donc des programmes du parti au pouvoir. La réaction à court terme est essentiellement causée par les anticipations, pessimistes ou optimistes, que les changements de gouvernement entraînent.

TABLEAU 4

Analyse multivariée avec facteurs canadiens, 1972:3 à 1990:12.

La variable dépendante est R_p , le rendement nominal des obligations de la province p , c est une constante et $RBAR^2$ est le coefficient de détermination ajusté pour les degrés de liberté. Le chiffre entre parenthèses est la statistique t calculée en utilisant la matrice de Newey et West (1987).

	c	BT	RM	LT*	TC	IA	INA	RBAR ²
T.N.	2.158 (2.20)	0.457 (6.83)	-0.002 (-2.02)	0.241 (2.07)	0.334 (2.70)	0.269 (3.69)	0.247 (2.02)	0.8204
N.E.	2.221 (2.26)	0.467 (6.93)	-0.002 (-1.76)	0.228 (1.98)	0.325 (2.70)	0.227 (3.13)	0.257 (1.97)	0.8213
N.B.	2.016 (1.88)	0.473 (6.50)	-0.002 (-1.84)	0.211 (1.67)	0.325 (2.56)	0.252 (3.23)	0.258 (1.77)	0.8158
Qué.	1.549 (1.48)	0.460 (6.41)	-0.002 (-2.10)	0.268 (2.29)	0.363 (2.98)	0.313 (4.10)	0.317 (2.82)	0.8313
Ont.	1.760 (1.66)	0.464 (6.29)	-0.002 (-1.75)	0.237 (1.99)	0.322 (2.61)	0.277 (3.59)	0.268 (2.05)	0.8202
Man.	3.530 (3.87)	0.494 (8.72)	-0.001 (-1.78)	0.261 (2.65)	0.121 (1.05)	0.206 (3.18)	0.256 (2.29)	0.8229
Sas.	2.053 (2.03)	0.476 (6.98)	-0.002 (-1.78)	0.248 (2.08)	0.308 (2.60)	0.245 (3.31)	0.251 (1.95)	0.8182
Alt.	3.005 (2.90)	0.518 (8.09)	-0.001 (-1.64)	0.243 (1.85)	0.189 (1.79)	0.150 (1.99)	0.254 (1.66)	0.8071
C.B.	1.971 (1.94)	0.477 (6.51)	-0.003 (-2.85)	0.231 (1.75)	0.356 (2.93)	0.231 (3.19)	0.189 (1.54)	0.8208

TABLEAU 5

Analyse multivariée avec facteurs canadiens, 1972:3 à 1979:12.

La variable dépendante est R_p , le rendement nominal des obligations de la province p, c est une constante et $RBAR^2$ est le coefficient de détermination ajusté pour les degrés de liberté. Le chiffre entre parenthèses est la statistique t calculée en utilisant la matrice de Newey et West (1987).

	c	BT	RM	LT*	TC	IA	INA	RBAR ²
T.N.	6.299 (18.74)	0.356 (9.91)	-0.001 (-2.29)	0.224 (5.55)	-0.098 (-2.14)	0.183 (8.02)	0.116 (2.59)	0.8942
N.E.	6.022 (12.94)	0.341 (7.33)	-0.000 (-0.79)	0.148 (2.86)	-0.038 (-0.77)	0.149 (4.15)	0.113 (1.96)	0.8796
N.B.	6.420 (12.44)	0.334 (6.88)	-0.000 (-0.48)	0.127 (2.15)	-0.105 (-2.33)	0.167 (3.72)	0.072 (1.37)	0.8792
Qué.	5.883 (14.87)	0.357 (9.37)	-0.000 (-1.60)	0.260 (5.72)	-0.025 (-0.36)	0.167 (8.40)	0.193 (3.52)	0.9018
Ont.	6.140 (14.13)	0.347 (7.52)	-0.000 (-0.63)	0.188 (3.32)	-0.100 (-2.55)	0.169 (4.36)	0.110 (2.19)	0.8823
Man.	6.281 (14.07)	0.333 (7.18)	-0.000 (-0.72)	0.199 (3.68)	-0.123 (-2.74)	0.197 (5.09)	0.126 (2.67)	0.8826
Sas.	6.296 (13.54)	0.347 (7.27)	-0.000 (-0.39)	0.202 (3.79)	-0.105 (-2.73)	0.152 (3.19)	0.088 (1.53)	0.8711
Alt.	6.989 (12.20)	0.311 (5.73)	-0.000 (-1.05)	0.061 (0.84)	-0.134 (-2.65)	0.096 (1.89)	0.070 (0.89)	0.8145
C.B.	6.360 (17.83)	0.342 (8.68)	-0.001 (-2.58)	0.183 (4.32)	-0.094 (-2.77)	0.160 (5.83)	0.094 (1.86)	0.8483

TABLEAU 6
Analyse multivariée avec facteurs canadiens, 1980:1 à 1990:12.

La variable dépendante est R_p , le rendement nominal des obligations de la province p , c est une constante et $R\bar{B}AR^2$ est le coefficient de détermination ajusté pour les degrés de liberté. Le chiffre entre parenthèses est la statistique t calculée en utilisant la matrice de Newey et West (1987).

	c	BT	RM	LT*	TC	IA	INA	$R\bar{B}AR^2$
T.N.	2.094 (1.31)	0.388 (6.62)	-0.003 (-1.87)	0.289 (3.16)	0.337 (2.31)	0.420 (4.42)	0.359 (12.46)	0.7854
N.E.	2.816 (1.70)	0.359 (5.48)	-0.002 (-1.82)	0.290 (3.76)	0.282 (1.93)	0.413 (4.37)	0.355 (8.91)	0.7807
N.B.	2.033 (1.28)	0.395 (6.26)	-0.002 (-1.73)	0.297 (3.51)	0.309 (2.12)	0.431 (4.43)	0.414 (7.49)	0.7985
Qué.	1.430 (0.90)	0.390 (6.61)	-0.003 (-2.04)	0.314 (3.34)	0.362 (2.48)	0.480 (5.11)	0.381 (19.56)	0.8161
Ont.	1.864 (1.14)	0.379 (5.48)	-0.002 (-1.67)	0.300 (3.54)	0.308 (2.11)	0.457 (4.69)	0.388 (22.99)	0.8061
Man.	3.278 (1.73)	0.468 (5.32)	-0.002 (-1.52)	0.308 (3.39)	0.125 (0.82)	0.303 (2.68)	0.383 (7.28)	0.7742
Sas.	2.409 (1.61)	0.374 (5.41)	-0.002 (-1.97)	0.295 (3.26)	0.287 (2.30)	0.430 (4.76)	0.381 (3.40)	0.7950
Alt.	3.315 (2.53)	0.436 (7.01)	-0.002 (-1.35)	0.374 (7.05)	0.129 (1.08)	0.346 (3.87)	0.376 (6.49)	0.7915
C.B.	2.262 (1.52)	0.385 (7.38)	-0.003 (-2.34)	0.293 (3.50)	0.331 (2.49)	0.410 (4.90)	0.246 (4.38)	0.7964

TABLEAU 7

Analyse multivariée avec facteurs provinciaux, 1972:3 à 1990:12.

La variable dépendante est R_p , le rendement nominal des obligations de la province p , les variables TC_p , IA_p et INA_p sont provinciales, c est une constante et $RBAR^2$ est le coefficient de détermination ajusté pour les degrés de liberté. Le chiffre entre parenthèses est la statistique t calculée en utilisant la matrice de Newey et West (1987).

	c	BT	RM	LT^*	TC_p	IA_p	INA_p	$RBAR^2$
T.N.	3.015 (2.76)	0.562 (11.17)	-0.001 (-1.45)	0.566 (5.02)	0.033 (0.44)	0.259 (4.42)	0.170 (3.69)	0.8087
N.E.	2.729 (2.51)	0.492 (6.84)	-0.001 (-1.34)	0.345 (2.96)	0.164 (1.73)	0.242 (2.63)	0.258 (2.91)	0.7934
N.B.	2.831 (2.27)	0.551 (8.22)	-0.001 (-0.90)	0.490 (3.86)	0.045 (0.40)	0.285 (3.35)	0.206 (2.05)	0.8083
Qué.	2.079 (2.26)	0.447 (5.62)	-0.002 (-1.96)	0.270 (2.22)	0.291 (2.54)	0.263 (3.88)	0.210 (3.21)	0.8298
Ont.	2.694 (3.17)	0.472 (7.24)	-0.002 (-2.05)	0.275 (3.01)	0.285 (2.86)	0.251 (3.08)	0.277 (3.97)	0.8237
Man.	4.201 (4.95)	0.534 (8.89)	-0.001 (-1.42)	0.274 (2.32)	0.035 (0.35)	0.160 (2.24)	0.122 (1.42)	0.8009
Sas.	2.872 (2.19)	0.513 (5.51)	-0.001 (-0.73)	0.296 (2.03)	0.205 (0.95)	0.265 (2.14)	0.150 (1.57)	0.7796
Alt.	2.458 (2.28)	0.519 (9.15)	-0.001 (-1.22)	0.150 (1.54)	0.268 (3.17)	0.216 (3.01)	0.176 (1.96)	0.8208
C.B.	1.697 (1.80)	0.490 (8.77)	-0.002 (-2.04)	0.121 (0.95)	0.319 (3.64)	0.252 (3.41)	0.221 (2.42)	0.8273

TABLEAU 8
Analyse multivariée avec facteurs politiques: élection du
Parti Québécois en novembre 1976.

Le chiffre entre parenthèses est la statistique t calculée en utilisant la matrice de Newey et West (1987).

	Québec				Ontario	
c	2.283 (2.18)	1.569 (1.50)	1.509 (1.58)	1.549 (1.48)	1.832 (1.75)	1.760 (1.66)
G	0.425 (1.02)					
Q1		-0.213 (-1.07)			-0.742 (-3.52)	
Q2			-0.821 (-2.78)			
BT	0.458 (6.45)	0.460 (6.43)	0.439 (6.60)	0.460 (6.41)	0.466 (6.33)	0.464 (6.29)
RM	-0.002 (-2.21)	-0.002 (-2.08)	-0.002 (-2.17)	-0.002 (-2.10)	-0.002 (-1.67)	-0.002 (-1.75)
LT*	0.301 (2.57)	0.274 (2.36)	0.298 (2.60)	0.268 (2.29)	0.256 (2.27)	0.237 (1.99)
TC	0.273 (2.67)	0.359 (2.93)	0.373 (3.30)	0.363 (2.98)	0.310 (2.52)	0.322 (2.61)
IA	0.281 (4.53)	0.313 (4.10)	0.344 (4.52)	0.313 (4.10)	0.278 (3.59)	0.277 (3.59)
INA	0.256 (2.57)	0.321 (2.92)	0.388 (4.45)	0.317 (2.82)	0.285 (2.31)	0.268 (2.05)
RBAR ²	.8354	.8307	.8428	.8313	.8225	.8202

TABLEAU 9
Analyse multivariée avec facteurs politiques: élection du
Parti Libéral en décembre 1985.

Le chiffre entre parenthèses est la statistique t calculée en utilisant la matrice de Newey et West (1987).

c	1.573 (1.51)	1.633 (1.56)	1.549 (1.48)
L1	-0.793 (-2.85)		
L2		-0.405 (-1.07)	
BT	0.460 (6.37)	0.458 (6.23)	0.460 (6.41)
RM	-0.002 (-2.04)	-0.002 (-2.09)	-0.002 (-2.10)
LT*	0.264 (2.28)	0.272 (2.39)	0.268 (2.29)
TC	0.369 (3.09)	0.370 (3.11)	0.363 (2.98)
IA	0.304 (3.89)	0.300 (3.64)	0.313 (4.10)
INA	0.311 (2.74)	0.319 (2.80)	0.317 (2.82)
R $\overline{B}AR^2$	0.8339	0.8334	0.8313

8. CONCLUSION

Les facteurs économiques décrits à la section 4, à savoir le rendement des bons du Trésor (BT), le rendement du marché des actions (RM), la structure à terme des taux d'intérêt (LT^*), le taux de chômage (TC), l'inflation anticipée (IA) et l'inflation non anticipée (INA), expliquent environ 82% des variations dans les rendements des portefeuilles obligataires des gouvernements des provinces canadiennes. Cependant, les facteurs de risque semblent jouer un rôle plus important dans les années 80. Dans la décennie 70, les marchés obligataires sont peu actifs et les problèmes de liquidité plus apparents. Par ailleurs, les provinces ayant les plus petites parts de marché, soient Terre-Neuve, la Nouvelle-Ecosse, Le Manitoba, la Saskatchewan et l'Alberta, paient un rendement constant indépendant du risque économique.

Une comparaison des facteurs canadiens aux facteurs provinciaux révèle que les rendements des obligations sont plus sensibles aux indicateurs canadiens. L'investisseur attache donc plus d'importance à l'activité économique canadienne pour évaluer le risque sur les marchés obligataires des provinces. Ceci nous permet de conclure que ces marchés ne sont pas parfaitement segmentés.

Les événements politiques considérés au Québec, soient l'élection du Parti Québécois en novembre 1976 et celle du Parti Libéral du Québec en décembre 1985 ont une influence sur le comportement des investisseurs. Au premier événement, les marchés financiers ont réagi en substituant les obligations québécoises par des obligations ontariennes. Au deuxième, ils ont exigé un rendement relativement moins élevé sur le portefeuille québécois. Cependant, dans les deux cas, la réaction est

temporaire, les marchés retrouvent leur équilibre environ deux ans après le choc.

Enfin, il serait intéressant d'étudier la réaction des marchés financiers suite à l'élection du Nouveau Parti Démocratique en Ontario en 1990 pour vérifier si le risque politique dans cette province a un effet comparable à celui au Québec.

BIBLIOGRAPHIE

- BOX, G.E.P., et G.C. TIAO (1975), «Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 70, pp. 70-79.
- BRADELY, M.G., et J.W. GRAHAM (1986), «Inflation Risk and Consumer Portfolio Behavior», *Quarterly Review of Economics and Business*, vol. 26, no. 1, pp. 88-94.
- CARTER, R., et H.P. ROUSSEAU (1986), *L'influence de la Dette sur le Coût des Obligations à Long Terme: le Cas de Quatre Provinces Canadiennes*, Conseil Economique du Canada, cahier de recherche no. Ec25-298.
- CEN, N.F. (1991), «Financial Investment Opportunities and the Macroeconomy», *The Journal of Finance*, vol. xlvi, no. 2, pp. 529-554.
- CHEN, N.F., R. ROLL, et S.A. ROSS (1986), «Economic Forces and the Stock Market», *Journal of Business*, vol. 59, no. 3, pp. 383-403.
- EDERINGTON L.H. (1974), «The Yield Spread on New Issues of Corporate Bonds», *Journal of Finance*, vol. 29, no. 2, pp. 1531-1543.
- FAMA, E.F., et K.R. FRENCH (1989), «Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds», *Journal of Financial Economics*, vol. 25, no. 1, pp. 23-49.
- FISHER, L. (1959), «Determinants of Risk Premiums on Corporate Bonds», *Journal of Political Economy*, vol. 67, pp. 217-237.
- GARCIA, R. et P. PERRON (1991), «An Analysis of the Real Interest Rate Under Regime Shift», Centre de Recherche et Développement en Economique, cahier 2391, 43 pages.
- HAFER, R.W. et S.E. HEIN (1990), «Forecasting Inflation Using Interest-Rates and Time-Series Models: Some International Evidence», *Journal of Business*, vol. 63, no. 1, pp. 1-17.
- IBBOTSON, R.G., et R.A. SINQUEFIELD (1976), «Stocks, Bonds, Bills and Inflation: Year-by-Year Historical returns (1926-1974)», *Journal of Business*, vol. 49, no. 1, pp. 11-50.
- JAFFE, D.M. (1975), «Cyclical Variations in the Risk Structure of Interest Rates», *Journal of Monetary Economics*, vol. 1, no. 3, pp. 309-325.
- JODICE, D.A. (1985), *Political Risk Assessment*, Greenwood Press.

KEIM, D.B., et R.F. STAMBAUGH (1986), «Predicting Returns in the Stock and Bond Markets», *Journal of Financial Economics*, vol. 17, pp. 357-390.

MILLS, T.C. (1990), *Time Series Techniques for Economists*, Cambridge University Press.

MONTMARQUETTE, C., et C. DALLAIRE (1980), «Le Rendement des Obligations Provinciales et l'Incertitude Politique: une Analyse de Séries Chronologiques», *L'Actualité Economique*, vol. 56, no. 3, pp. 388-403.

NEWBY, W.K., et K.D. WEST (1987), «A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix», *Econometrica*, vol. 55, no. 3, pp. 703-708.

POGUE, T.F., et R.M. SOLDOSKY (1969), «What's in a Bond Rating», *Journal of Financial and Quantitative analysis*, vol. 4, no. 1, pp. 201-228.

THIBAUT, A., et L. WYNANT (1979), «Investor Reaction to the Political Environment in Quebec», *Canadian Public Policy-Analyse de Politique*, vol. 5, no. 2, pp.236-247.

WEINSTEIN, M.I. (1977), «The effects of a Rating Change Announcement on Bond Price», *Journal of Financial Economics*, vol. 5, no. 3, pp. 329-356.

ANNEXE A

Les résultats du modèle ARIMA pour le calcul de l'inflation anticipée (IA) et non anticipée (INA).

Le calcul de IA et de INA est fait en spécifiant un modèle ARIMA par la méthode de Box-Jenkins. L'étude des fonctions d'autocorrélations et d'autocorrélations partielles de l'inflation aux niveaux canadien et provinciaux suggère un modèle ARIMA saisonnier (0,1,0)(1,0,1)₁₂ pour toutes les séries. L'inflation de la province p est représentée par l'inflation dans sa principale ville. On retrouve le nom de la ville au-dessous de celui de la province. La statistique t est reportée entre parenthèses, R_{BAR}² est le coefficient de détermination ajusté pour les degrés de liberté et u est un bruit blanc qui suit une loi normale de moyenne 0 et de variance constante.

Canada	$I_t = -0.3654 I_{t-12} + u_t - 0.9684 u_{t-12}$ (-6.04) (56.45)	R _{BAR} ² = 0.6375
T.N. Saint John's	$I_t = -0.3765 I_{t-12} + u_t - 0.9393 u_{t-12}$ (-5.97) (53.28)	R _{BAR} ² = 0.6387
N.E. Halifax	$I_t = -0.4295 I_{t-12} + u_t - 0.9214 u_{t-12}$ (-6.89) (53.62)	R _{BAR} ² = 0.6639
N.B. Saint John	$I_t = -0.4846 I_{t-12} + u_t - 0.9335 u_{t-12}$ (-8.05) (53.62)	R _{BAR} ² = 0.6905
Qué. Montréal	$I_t = -0.4689 I_{t-12} + u_t - 0.9402 u_{t-12}$ (-7.70) (53.65)	R _{BAR} ² = 0.6959
Ont. Toronto	$I_t = -0.3649 I_{t-12} + u_t - 0.9502 u_{t-12}$ (-5.73) (58.58)	R _{BAR} ² = 0.6490
Man. Winnipeg	$I_t = -0.4621 I_{t-12} + u_t - 0.9184 u_{t-12}$ (-7.49) (53.94)	R _{BAR} ² = 0.6880
Sas. Régina	$I_t = -0.4702 I_{t-12} + u_t - 0.9360 u_{t-12}$ (-7.57) (51.89)	R _{BAR} ² = 0.6758
Alt. Calgary	$I_t = -0.4167 I_{t-12} + u_t - 0.9246 u_{t-12}$ (-6.70) (47.79)	R _{BAR} ² = 0.6566
C.B. Vancouver	$I_t = -0.3802 I_{t-12} + u_t - 0.9264 u_{t-12}$ (-5.96) (52.68)	R _{BAR} ² = 0.6422

ANNEXE B

Liste des variables

Variable	Source	Explication
BT	Revue de la Banque du Canada.	Taux de rendement des bons du Trésor canadien (3 mois).
BT*	Revue de la Banque du Canada.	Taux de rendement des bons du Trésor américain (3 mois).
DG _p	Statistique Canada.	Dette garantie de la province p.
DGT		Somme des DG _p .
IPC	Statistique Canada, CANSIM.	Indice des prix à la consommation du Canada, non désaisonnalisé.
IPC _p	Statistique Canada, CANSIM.	Indice des prix à la consommation dans le principal centre urbain de la province p, non désaisonnalisé, voir annexe A.
IA		Inflation anticipée au Canada, voir annexe A.
IA _p		Inflation anticipée dans le principal centre urbain de la province p, voir annexe A.
INA		Inflation non anticipée au Canada, voir annexe A.
INA _p		Inflation non anticipée dans le principal centre urbain de la province p, voir annexe A.
LT		Structure à terme des taux d'intérêt au Canada: R - BT.
LT*		Structure à terme des taux d'intérêt aux États-Unis: R* - BT*.

Variable	Source	Explication
R	ScotiaMcleod Inc.	Taux de rendement des obligations du gouvernement fédéral (10 ans et plus).
R*	Revue de la Banque du Canada.	Taux de rendement des obligations du gouvernement américain (10 ans et plus).
R _p	ScotiaMcleod Inc.	Taux de rendement des obligations du gouvernement de la province p (10 ans et plus).
RM	Statistique Canada, CANSIM.	Taux de rendement de l'indice TSE incluant les dividendes.
RM*	Statistique Canada, CANSIM.	Taux de rendement de l'indice Standard & Poor incluant les dividendes.
TC	Statistique Canada, CANSIM.	Taux de chômage canadien désaisonnalisé.
TC _p	Statistique Canada, CANSIM.	Taux de chômage désaisonnalisé de la province p.

