

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC EN OUTAOUAIS
DÉPARTEMENT DES SCIENCES ADMINISTRATIVES

L'effet de l'incertitude électorale sur les rendements des marchés boursiers canadiens

Thèse de mémoire présentée en vue de l'obtention du grade de
maîtrise en économie financière

Par :

Elyes Moalla

Sous la direction du professeur:

Djerry Charli Tandja Mbianda, PhD

Mai 2021

Résumé

Ce mémoire analyse l'effet de l'incertitude électorale sur les marchés boursiers au Canada. Nous procédons, d'abord, à l'analyse de l'effet de l'incertitude électorale sur les rendements et la volatilité du portefeuille pondéré (grandes capitalisations) et celui équipondéré (petites capitalisations), suivi d'une analyse de l'effet des partis politiques sur les marchés boursiers canadiens en période électorale. Nos résultats montrent une baisse des rendements des grandes capitalisations et de la volatilité des petites capitalisations en période d'incertitude électorale. Ces résultats ne sont pas totalement en accord avec ceux de Li et Born (2006) qui trouvent que les rendements boursiers américains augmentent en période d'incertitude électorale et ils ne trouvent aucun effet significatif sur sa volatilité. Aussi, nous trouvons une baisse du rendement des grandes capitalisations si les libéraux sont défavorisés aux sondages électoraux. Nous notons, aussi, une baisse de la volatilité des petites capitalisations si les libéraux mènent les sondages et une augmentation de la volatilité des petites capitalisations si les conservateurs mènent les sondages électoraux. Le marché boursier canadien semble apprécier le parti libéral pour son interventionnisme dans l'économie canadienne. Enfin, nous trouvons que l'effet de l'incertitude électorale est différent en fonction de la capitalisation boursière de la firme. Ce résultat peut s'expliquer par la différence dans leur structure du capital et dans leur risque systématique. Cette recherche permet de comprendre l'effet des élections sur les marchés boursiers en période d'incertitude électorale, et nos résultats montrent qu'il peut être important de se couvrir contre le risque politique.

Mots-clés

Incertainitude électorale, rendement moyen boursier, variance conditionnelle, volatilité asymétrique, GARCH (1,1), marchés boursiers canadiens.

Table des matières

Liste des tableaux	3
Liste des figures	4
Remerciements.....	5
1. Introduction	6
2. Partis politiques du Canada et politiques économiques	10
3. Revue de littérature	11
3.1 Effet du cycle politique	11
3.1.1 Effet du cycle politique à l'international	11
3.1.2 Effet du cycle politique au Canada	14
3.2 Effet de l'incertitude politique	16
3.3 Couverture contre le risque politique	18
3.4 L'incertitude et la volatilité des marchés boursiers.....	20
3.4.1 Effet de l'incertitude sur les marchés boursiers	20
3.4.2 La volatilité des marchés boursiers	21
4. Hypothèses testables	24
4.1 Hypothèse 1	24
4.2 Hypothèse 2.....	24
5. Méthodologie économétrique.....	25
5.1 Mesure de l'incertitude électorale	25
5.2 Modèle des rendements moyens boursiers	27
6. Base de données.....	30
6.1 Variables financières.....	30
6.2 Variables politiques	30
7. Analyse descriptive	31
8. Analyse empirique	32
8.1 Test d'hétéroscédasticité	32
8.2 Tests d'asymétrie de la volatilité	34
8.2.1 Le test de biais de signe	34

8.2.2 Le test de biais de taille négative	35
8.2.3 Le test de biais de taille positive	35
8.3 Le test de normalité des termes erreurs	36
8.4 L'effet de l'incertitude électorale sur les rendements moyens	37
8.4.1 Effet de l'incertitude électorale sur les rendements moyens du portefeuille pondéré	38
8.4.2 Effet de l'incertitude électorale sur les rendements moyens du portefeuille équipondéré	39
8.5 L'effet de l'incertitude électorale sur la volatilité conditionnelle	41
8.6 L'effet des partis politiques sur le marché boursier canadien	43
8.7 L'effet de la campagne électorale américaine de 2016 sur les marchés boursiers canadiens	45
8.8 L'effet du référendum du Brexit sur les marchés boursiers canadiens	47
8.9 Tests de robustesse : modèles alternatifs à la modélisation de la variance	49
8.9.1 GARCH-M modifié de GJR et E-GARCH	49
a. Modèle GARCH-M.....	49
b. Modèle EGARCH	51
8.9.2 Résultats des tests de diagnostic.....	51
9. Conclusion	52
Tableaux.....	55
Annexes	74
Références.....	77

Liste des tableaux

Tableau 1 — Résumé des données statistiques journalières pour la période de janvier 1975 à décembre 2019.....	56
Tableau 2 — Test d'hétéroscédasticité.....	56
Tableau 3 — La fonction d'autocorrélation des rendements journaliers de l'indice CFMRC équipondéré hors période électorale.....	57
Tableau 4 — La fonction d'autocorrélation des rendements journaliers de l'indice CFMRC pondéré hors période électorale.....	57
Tableau 5 — La fonction d'autocorrélation des rendements journaliers de l'indice CFMRC équipondéré en période électorale.....	58
Tableau 6 — La fonction d'autocorrélation des rendements journaliers de l'indice CFMRC pondéré en période électorale.....	58
Tableau 7 — Le test de Dickey-Fuller augmenté pour la stationnarité de la série temporelle : rendement journalier de l'indice CFMRC équipondéré.....	59
Tableau 8 — Le test de Dickey-Fuller augmenté pour la stationnarité de la série temporelle : rendement journalier de l'indice CFMRC pondéré.....	59
Tableau 9 — Le test de biais de signe.....	60
Tableau 10 — Le test de biais de taille négative.....	60
Tableau 11 — Le test de biais de taille positive.....	61
Tableau 12 — Le test joint pour le signe et la taille du biais de la volatilité.....	61
Tableau 13 — L'effet de l'incertitude politique sur le rendement du portefeuille marché pondéré au Canada.....	62
Tableau 14 — L'effet de l'incertitude politique sur le rendement du portefeuille marché équipondéré au Canada.....	63
Tableau 15 — L'effet de l'incertitude électorale sur la volatilité conditionnelle du portefeuille marché pondéré et équipondéré.....	64
Tableau 16 — L'effet des partis politiques sur le portefeuille marché pondéré.....	65
Tableau 17 — L'effet de la présidentielle Américaine de 2016 sur les rendements moyens des marchés boursiers canadiens.....	66
Tableau 18 — L'effet de la présidentielle Américaine de 2016 sur la volatilité des rendements moyens des marchés boursiers canadiens.....	67
Tableau 19 — L'effet du référendum du Brexit en 2016 sur les rendements moyens des marchés boursiers canadiens.....	68
Tableau 20 — L'effet du référendum du Brexit en 2016 sur la volatilité des rendements moyens des marchés boursiers canadiens.....	69
Tableau 21 — Les résultats du modèle de régression GARCH-M (1,1) modifié selon GJR (1993).....	70
Tableau 22 — Les résultats de la régression du modèle GRACH-M (1,1).....	71
Tableau 23 — Les résultats de la régression du modèle EGARCH (1,1).....	72
Tableau 24 — Comparaison des 5 modèles économétriques de l'étude pour le portefeuille marché pondéré.....	73

Liste des figures

Figure 1- Distribution du rendement journalier de l'indice CFMRC équipondéré pour la période janvier 1975- décembre 2019	75
Figure 2- Distribution du rendement journalier de l'indice CFMRC pondéré pour la période janvier 1975- décembre 2019	75
Figure 3 - Test de normalité pour le portefeuille pondéré.....	76
Figure 4- Test de normalité pour le portefeuille équipondéré	76

Remerciements

Je tiens à remercier mon directeur de recherche le professeur Djerry Charli Tandja Mbianda. Il m'était d'une grande aide pour réaliser ce mémoire. Tout au long du projet, j'ai pu bénéficier de son expertise académique pour m'orienter dans le choix du sujet et dans mes lectures. Il m'a fourni les outils nécessaires et de précieux conseils afin de réaliser ma mémoire. Il m'a fortement encouragé pour finir ce travail afin que je puisse continuer et réussir dans la voie que j'ai choisie.

J'aimerai aussi remercier ma femme Raouaa et ma fille Nadine pour leurs soutiens moraux, tout au long de ce travail.

1. Introduction

Plusieurs gouvernements se succèdent au pouvoir et pratiquent différentes politiques économiques au pays. Ces différences politiques peuvent influencer différemment les marchés financiers. Cet effet du cycle politique sur l'économie a été prouvé par plusieurs recherches, par exemple Santa-Clara et Valkanov (2003) aux États-Unis. Nous pouvons retrouver, aussi, cet effet politique sur l'économie en période électorale. Les élections présidentielles sont caractérisées par des campagnes électorales pleines de promesses aux électeurs et par la possibilité d'un changement politique au pays. L'incertitude politique en période électorale peut être une grande source d'incertitude pour les marchés financiers nationaux et internationaux. Cette incertitude électorale existe et s'accroît lorsque nous ne pouvons pas anticiper la victoire d'un parti politique. Pantzalis et al. (2000) ont mené une étude dans 33 pays incluant le Canada, ils trouvent une réaction positive des rendements des marchés boursiers dans les deux semaines avant la date des élections. Ce rendement positif anormal est accentué pour les élections avec un plus haut degré d'incertitude. Nous pouvons déduire que les élections sont une période de doute pour les marchés financiers. Les investisseurs ne savent pas quelles politiques économiques le pays va prendre et cela peut avoir des conséquences sur le risque et le rendement des marchés financiers. En effet Pastor et Veronesi (2012) montrent que les rendements baissent en moyenne et la volatilité augmente dans les marchés boursiers, après l'annonce d'un changement politique. La baisse du rendement est large si l'incertitude sur le changement est large.

La littérature existante a pu démontrer l'existence de la relation entre le cycle politique et l'économie, par exemple Chittenden et al. (1999) et Booth et Booth (2003). Au Canada, Chrétien et Coggins (2009) étudient l'effet du cycle politique au Canada sur les rendements de la monnaie, les obligations, les actions et le marché de change. D'autres auteurs se sont intéressés à la relation entre l'incertitude électorale et le rendement des marchés financiers, en période électorale, entre autres Li et Born (2006) qui réalisent leur étude sur le marché boursier des États-Unis. Ils trouvent que les rendements boursiers augmentent en cas d'incertitude électorale et qu'il n'y a aucun effet significatif sur sa volatilité. Notre travail est très similaire à celui de Li et Born (2006). Alors que la majorité des recherches au Canada étudient l'effet du cycle politique sur l'économie, nous nous intéressons à l'effet de l'incertitude électorale sur les marchés boursiers au Canada. Ainsi, l'apport de notre travail consiste à comprendre la relation

entre la période électorale et les marchés boursiers au Canada. Nous nous attendons à trouver des résultats différents de ceux de Li et Born (2006) en raison de la différence des tailles des marchés boursiers; la différence des politiques économiques américaines et canadiennes et la différence entre l'investisseur américain et canadien. En effet, les auteurs concluent que les investisseurs américains voient l'incertitude électorale comme une opportunité pour générer des rendements.

Notre travail de recherche porte sur la période électorale au Canada. Plus spécifiquement sur les deux partis politiques, les libéraux et les conservateurs, qui sont généralement au pouvoir au Canada. En général, leurs politiques économiques et sociales sont bien différentes. Les politiques des libéraux sont marquées par une volonté de promouvoir le progrès social par l'interventionnisme de l'état et les politiques des conservateurs sont marquées par un conservatisme modéré, tant sur le plan social qu'économique¹. La période électorale est remplie de promesses électorales, des deux partis politiques, sur les plans économiques et sociaux. Durant cette période, les sondages des intentions de vote vont déterminer un parti favori. Tout au long des élections le parti favori peut changer et en cas d'égalité dans les sondages, il n'y aura aucun favori. Ainsi dans la période électorale, nous pouvons avoir de l'incertitude concernant des changements politiques futurs. Suivant les travaux de Pastor et Veronesi (2012), nous nous attendons à trouver une relation entre les marchés boursiers canadiens et l'incertitude électorale. Dans le cadre de notre recherche, nous allons répondre à trois questions principales, afin de prouver cette relation : est-ce que le changement dans l'anticipation électorale a une influence sur le rendement moyen boursier au Canada? Est-ce que l'incertitude électorale augmente la volatilité du rendement boursier? Et, est-ce qu'un parti politique peut avoir un effet sur les rendements et les volatilités des marchés boursiers canadiens, en période électorale?

Dans le but de répondre à ces questions et de contribuer à la littérature existante, nous mesurons l'effet de l'incertitude électorale sur les marchés boursiers canadiens. Pour cela, nous suivons la méthodologie de Li et Born (2006). Cependant, pour modéliser la volatilité, nous utilisons le même modèle d'estimation GARCH(1,1) que celui de Li et Born (2006), et nous le modifions suivant la méthode de Glosten et al. (1993) connu sous le nom GJR (Glosten, Jagannathan et Runkle). Cette méthode GJR nous permet d'estimer l'effet de l'incertitude

¹ Revue Perspective Monde, Université de Sherbrooke.

électorale sur la volatilité conditionnelle de nos rendements et de capturer l'asymétrie dans la volatilité, suite à un choc négatif. Le travail de Glosten et al. (1993) montre que grâce à leur méthode GJR, ils ont pu trouver un résultat significatif et plus robuste pour la relation entre la moyenne conditionnelle et la variance conditionnelle des rendements excédentaires boursiers, alors qu'ils n'ont pas trouvé de résultats significatifs avec d'autres modèles tels que GARCH.

Pour notre analyse empirique, nous utilisons des rendements journaliers pour bien capturer les variations des rendements lorsque le résultat du sondage électoral change. Nos rendements sont ceux de l'indice CFMRC équipondéré et celui pondéré canadiens. Cet indice englobe tous les rendements moyens des actions domestiques dans la base de données du Centre de Recherche sur les Marchés Financiers Canadiens (CFMRC)². L'indice équipondéré est composé des rendements moyens journaliers de tous les titres domestiques canadiens contenus dans le CFMRC. Il représente la somme des rendements journaliers de tous les titres divisée par leurs nombres. Ainsi, chaque titre a le même poids dans l'indice et il permet de représenter les petites capitalisations. L'indice pondéré est composé des rendements moyens journaliers pondérés par leurs valeurs marchandes de tous les titres domestiques canadiens contenus dans le CFMRC. Il représente la somme des rendements journaliers de tous les titres, pondérés par leurs valeurs marchandes. Ainsi, chaque titre a un poids différent dans l'indice et il permet de représenter les grandes capitalisations. Nous travaillons avec les données disponibles de la base de données, soit 11 325 observations couvrant la période considérée de janvier 1975 à décembre 2019. Nous utilisons les intentions de vote des firmes de sondages canadiens³ faits auprès des électeurs canadiens et parus dans les médias, ils nous permettent de déterminer les périodes d'incertitude électorale.

Nos principaux résultats indiquent que l'incertitude électorale a fait baisser les rendements boursiers pour le portefeuille pondéré, mais elle n'a eu aucun effet sur sa volatilité. Cette incertitude n'a eu aucun effet sur le rendement boursier moyen du portefeuille équipondéré. Par contre, elle a fait baisser sa volatilité. Nous trouvons, ainsi, une relation selon laquelle l'incertitude politique baisse les rendements moyens boursiers des grandes capitalisations et la variance conditionnelle des rendements boursiers des petites capitalisations. Nos résultats sont partiellement cohérents avec ceux de Pastor et Veronesi (2012) puisqu'ils montrent que

² La base de données du CFRMR provient de la bourse de Toronto (TSX) et d'autres sources.

³ Sources : Journaux et sites internet. Les sondeurs : Léger Marketing, Gallup et Angus Reid.

l'incertitude électorale baisse les rendements boursiers moyens des grandes capitalisations, cependant, contrairement à eux, nous trouvons que la volatilité des petites capitalisations baisse avec l'augmentation de l'incertitude électorale. Cette baisse peut s'expliquer par la préférence des petites capitalisations pour les libéraux (politiques des libéraux). Nos résultats suggèrent aussi l'existence d'un effet des partis politiques en période électorale. Ainsi, nous obtenons pour l'indice pondéré une sensibilité négative des rendements si les libéraux sont défavorisés lors de la période électorale. Ce résultat suggère que les grandes capitalisations semblent apprécier les politiques économiques du parti libéral plus que celles du parti conservateur. Pour l'indice équipondéré, l'effet sur la volatilité est négatif si les libéraux mènent les sondages et il est positif si les conservateurs mènent les sondages. Ce résultat suggère que les petites capitalisations semblent apprécier la venue des libéraux au pouvoir. Ce résultat peut alors expliquer la baisse de leur volatilité si les libéraux ont autant de chance que les conservateurs de gagner. Nos résultats nous permettent de conclure que le changement dans l'anticipation électorale d'un parti politique influence les marchés boursiers canadiens.

Nous étendons notre recherche sur l'effet du référendum du Brexit de 2016 et l'élection américaine de 2016 sur le rendement et la volatilité des marchés boursiers canadiens. En effet, la littérature a mis en évidence la co-intégration des marchés financiers et la synchronisation des cycles économiques. Par exemple, Luitel et al. (2018) trouvent une interdépendance économique entre le Canada et les États-Unis et Menezes et Dionisio (2011) confirment la co-intégration des marchés boursiers du G7. Nous voulons vérifier l'effet de l'incertitude dans le résultat de ces événements étrangers sur le rendement et la volatilité des marchés boursiers canadiens. Nos résultats montrent que l'incertitude autour de l'élection américaine de 2016 n'a eu aucun effet sur les rendements boursiers canadiens, mais elle a augmenté sa volatilité. Ce résultat suggère que les marchés boursiers canadiens sont sensibles à l'incertitude électorale américaine, les deux pays ont un fort volume d'échanges commerciaux en raison des accords de libre-échange et la proximité des deux pays. Le programme électoral du président Trump va se refléter par un changement dans ces accords commerciaux, et ainsi, va induire un changement dans la distribution des rendements pour les entreprises canadiennes. La peur de la réalisation de ces plans peut justifier l'augmentation dans la volatilité. L'incertitude sur les résultats du référendum du Brexit de 2016 fait augmenter les rendements et les volatilités des deux indices du marché boursier canadien. Ce résultat indique la présence de la co-intégration entre les deux

marchés. La sortie de la Grande-Bretagne de l'Union européenne signifie qu'elle va chercher de nouveaux partenaires commerciaux, ce qui représente une opportunité pour le Canada et engendre une augmentation des rendements et la volatilité.

Globalement, notre étude démontre que l'effet de l'incertitude électorale sur les marchés boursiers canadiens est différent suivant la capitalisation boursière. Les petites et les grandes capitalisations ne sont pas impactées de la même manière par le risque engendré par l'incertitude électorale. Ceci peut s'expliquer par la différence dans leurs structures du capital et dans leurs risques systématiques. En effet, les petites capitalisations sont historiquement plus risquées que les grandes capitalisations. Par ailleurs, nous constatons l'effet de l'incertitude politique d'autres pays sur les marchés boursiers canadiens, dû à la co-intégration des marchés boursiers mondiaux.

2. Partis politiques du Canada et politiques économiques⁴

Notre recherche porte sur la période politique au Canada de janvier 1975 à décembre 2019. Cette période a connu 13 élections fédérales canadiennes, dont 7 en faveur du parti libéral et 6 en faveur du parti conservateur. Le parti libéral du Canada est connu comme un parti politique modéré (du centre). Ses politiques sont marquées par une volonté de promouvoir le progrès social par l'interventionnisme de l'État et par un désir de concilier les deux principales communautés linguistiques du pays. Le parti conservateur du Canada est un parti politique de droite, anciennement connu sous le nom du parti progressiste-conservateur du Canada, avant sa fusion avec le parti l'Alliance canadienne en 2003. Ses politiques sont marquées par un conservatisme modéré, tant sur le plan social qu'économique. Notre période d'étude commença par l'ascension des conservateurs au pouvoir en 1979 après 16 ans de règne du parti libéral. Cette période était connue par une conjoncture économique défavorable dans le monde industrialisé; chômage élevé, dollar affaibli et inflation persistante. À partir des années 80, les gouvernements progressistes-conservateurs et libéraux doivent composer avec d'importants ralentissements économiques et des déficits croissants qui ne seront résorbés qu'à la fin des années 90. Depuis le milieu des années 1980, le Canada a concentré ses actions économiques sur les Amériques. Nous pouvons citer, entre autres, la signature de l'ALÉ (les accords de libre-

⁴ Revue Perspective Monde, Université de Sherbrooke.

échange) puis de l'ALÉNA (l'accord de libre-échange nord-américain) et l'adhésion du pays à l'OÉA (organisation des états américains). En 1988 un nouveau traité de libre-échange entre le Canada et les États-Unis a marqué l'élection du parti conservateur au pouvoir. Les années 90 étaient marquées par le retour des libéraux au pouvoir à partir de 1993 avec leur campagne : pour la création d'emploi, pour la relance économique. Le parti libéral dans les années 90 s'efforçait d'équilibrer le budget fédéral, mais au prix de fortes réductions dans les programmes sociaux et les paiements de transfert aux provinces. Le retour des conservateurs au pouvoir, en 2006, marque une volonté de réduire le rôle de l'État, mais la crise de 2008 amène le gouvernement à intervenir, entraînant un retour des déficits. L'arrivée des libéraux, en 2015, marque une certaine rupture (légalisation du cannabis, hausse des dépenses publiques, etc.), l'État étant amené à accentuer ses interventions dans le contexte de la crise de la covid-19.

3. Revue de littérature

Cette section présente les différentes études faites sur l'effet du risque politique et l'incertitude sur les rendements et la volatilité des marchés financiers. Nous divisons notre revue de littérature en plusieurs sous-sections. D'abord, nous nous intéressons à l'effet cyclique de la politique sur les marchés financiers. Ensuite, nous discutons de l'effet de l'incertitude politique sur les marchés boursiers. Puis, nous présentons les stratégies de couverture contre le risque politique. Enfin, nous présentons la théorie de l'incertitude et de la volatilité des marchés boursiers.

3.1 Effet du cycle politique

3.1.1 Effet du cycle politique à l'international

La relation entre cycle politique et rendement des marchés financiers a été longuement étudiée dans la littérature. Certains d'entre eux se sont attardés sur l'effet des cycles politiques sur plusieurs instruments financiers aux États-Unis. Santa-Clara et Valkanov (2003) étudient l'effet des élections présidentielles américaines sur les rendements des marchés financiers. Ils trouvent que : le rendement moyen des grandes capitalisations est de 9 % plus élevé sous la gouvernance des démocrates; il n'y a aucune évidence de rendement excédentaire au tour des dates des élections; le marché est plus volatil sous les républicains; les rendements

excédentaires entourant les cycles politiques ne sont pas corrélés avec les variables macroéconomiques et ils n'étaient pas anticipés par le marché. Powel et al. (2007) testent la robustesse de l'affirmation de Santa-Clara et Valkanov (2003) selon laquelle le portefeuille pondéré performe mieux sous les démocrates que les républicains. Le fait qu'ils utilisent une variable muette⁵ présidentielle sur quarante-huit mois d'un cycle politique peut créer une autocorrélation entre les termes d'erreurs et donner une relation fallacieuse. Pour le tester, ils génèrent aléatoirement une variable muette présidentielle. Le résultat obtenu confirme que la différence de rendement des marchés boursiers américains entre les deux partis politiques américains est fausse.

Booth et Booth (2003) montrent que le cycle présidentiel américain a un effet sur le rendement boursier des larges et petites capitalisations. Ils trouvent que cet effet est sensiblement plus élevé durant les deux dernières années du mandat présidentiel que les deux premières; le rendement boursier des petites capitalisations est supérieur avec les démocrates; l'effet du cycle présidentiel est un important facteur expliquant le rendement boursier lorsque l'impact des variables économiques est isolé; le cycle du rendement boursier est identique sous les démocrates et sous les républicains; de plus, il n'y a aucune différence si le président est à son premier ou deuxième mandat. Chittenden et al. (1999) veulent apporter une plus-value à la théorie du cycle politique aux États-Unis. Ils affinent l'effet du modèle cyclique présidentiel sur le rendement du marché obligataire et sur les grandes et les petites capitalisations boursières. Ils trouvent que le rendement des petites capitalisations est plus élevé sous les démocrates et que celui des obligations est plus élevé sous les républicains. Ce résultat se maintient aussi pour le rendement réel des obligations. Ils confirment, comme les autres études, l'existence d'un cycle politique de quatre ans. Le rendement boursier est alors plus élevé dans les deux dernières années que dans les deux premières. Aucun modèle cyclique n'est trouvé pour le rendement des obligations.

Foerster et Schmitz (1997) étudient l'effet du cycle présidentiel américain sur les rendements boursiers d'autres pays. L'étude incluait dix-huit pays⁶. Ils trouvent que les élections américaines ont un effet sur les marchés boursiers américains et internationaux. Dans les pays

⁵ Une variable muette prend la valeur de un ou zéro, dans une régression, pour notifier la présence ou l'absence d'un effet sur la variable expliquée.

⁶ Les pays comprises dans cette étude sont : l'Australie, l'Autriche, la Belgique, le Canada, le Danemark, la Finlande, la France, l'Allemagne, l'Italie, Le Japon, la Hollande, la Nouvelle Zélande, la Norvège, l'Espagne, le Suède, la Suisse, la Grande Bretagne et les États-Unis.

étudiés, le rendement baisse et il est généralement négatif dans la deuxième année présidentielle américaine. Ils trouvent aussi que la variable élection est hautement significative lorsqu'on contrôle l'effet des variables économiques comme la variable fiscale et monétaire. Donc, le facteur politique est important pour l'anticipation des rendements boursiers internationaux. L'auteur le qualifie de myopie d'investisseur, car la deuxième année du cycle électoral américain affecte les rendements des marchés boursiers des autres pays, alors que son effet est censé diminuer en présence des variables explicatives fiscales et monétaires. Les auteurs concluent que le cycle électoral américain peut être un facteur de risque politique non diversifiable. C'est un facteur qui détermine le rendement international conditionnel anticipé, car l'investisseur va éviter de détenir un portefeuille d'action international dans la deuxième année du cycle politique américain. Riley et Luksetich (1980) étudient l'effet des élections américaines sur le marché boursier américain. Ils trouvent qu'après les élections, il y a un effet positif sur le rendement boursier à court terme quand les républicains gagnent et un rendement négatif quand les démocrates gagnent. Leurs résultats suggèrent que le marché n'aime pas l'incertitude. Par conséquent, les rendements sont négatifs avant les élections et augmentent après les élections sur le court terme. Le rendement boursier baisse dans les huit semaines si le gouvernement en place perd les élections. Ils constatent une dépendance dans le mouvement des prix du marché boursier avec une corrélation positive sur les huit semaines avant et après les élections. Niederhoffer et al. (1970) analysent l'effet des journées et des semaines entourant le jour de l'élection et la convention de la nomination nationale démocratique sur le mouvement des rendements boursiers. Ils trouvent une meilleure performance du rendement boursier quelques semaines et même des mois après l'élection des républicains, ce qui confirme le mythe que le marché aime les républicains. Mais ils ne trouvent aucun résultat significatif de cet effet avant le jour de l'élection. Ils trouvent aussi que le jour de la nomination nationale démocratique est un bon moyen pour prédire le résultat des élections à travers la réaction du marché boursier.

Alesina et Sachs (1988) étudient la relation entre la politique et le cycle économique aux États-Unis. Ils utilisent la théorie du partisan qui implique que les politiques macroéconomiques de chaque parti politique sont différentes, et surtout les politiques monétaires et inflationnistes qui sont différentes tout le long du cycle politique. Leurs résultats stipulent que la théorie du cycle politique économique est rejetée en faveur de la théorie du partisan. Ils constatent que la politique macroéconomique des partis politiques est différente la première moitié du mandat.

Ainsi, leurs résultats rejettent l'hypothèse que les politiques macroéconomiques sont les mêmes sous les démocrates et les républicains.

Allvine et O'Neill (1980) mènent une étude sur l'efficacité du marché en présence de cycle politique. Ils concluent qu'il existe un cycle présidentiel américain de quatre ans aux États-Unis depuis 1960. Cela est dû aux politiques macroéconomiques qui font en sorte que le rendement des marchés financiers est en moyenne de : 21,7 % deux ans avant l'élection; 15 % l'année avant l'élection; 3,6 % l'année après l'élection; et -15,2 % la deuxième année des élections. Ils supposent que le cycle présidentiel a créé implicitement un cycle économique qui influence le rendement des marchés financiers. Cette dernière étude laisse certains chercheurs présager que le gouvernement américain manipule les variables macroéconomiques pour rester au pouvoir. Plusieurs auteurs se penchent sur la possibilité que le gouvernement américain puisse contrôler les agrégats économiques afin d'envoyer des messages à l'électeur et d'influencer, ainsi, les élections. Tufté (1979) réalise une étude sur plusieurs pays pour voir s'il y a une manipulation politique pour gagner les élections. Il remarque que la croissance du produit intérieur brut (PIB) par habitant est plus élevée lors des années électorales. Cependant, il conclut que ce résultat ne peut pas expliquer, à lui seul, toutes les politiques économiques sur le long terme du pays, car les différences idéologiques entre les partis vont déterminer ses politiques économiques. Dans la même optique, Kraussl et al. (2014) étudient la théorie du cycle présidentiel aux États-Unis sous l'hypothèse que le gouvernement en place peut manipuler les variables macroéconomiques pour convaincre les électeurs. Ainsi, il peut, implicitement, influencer les marchés boursiers et de crédit dû à un cycle de politique économique (sur quatre ans). Ils remarquent que le cycle présidentiel a un effet sur le rendement de l'indice S&P500⁷. Il est en moyenne 10 % plus élevé la première période du mandat qu'à la deuxième. Mais, ils ne sont pas capables de mettre en évidence un modèle cyclique présidentiel qui prouve la manipulation des données macroéconomiques pour gagner aux élections.

3.1.2 Effet du cycle politique au Canada

Dans le cadre canadien, l'effet du cycle politique sur l'économie a eu l'intérêt de quelques chercheurs. Nous énumérons, ainsi, les principales études. Foerster (1994) en

⁷ L'indice boursier S&P500 est composé des 500 grandes sociétés cotées aux marchés boursiers des États-Unis.

observant l'effet du cycle politique américain, il veut comparer l'effet de celui-ci sur les élections canadiennes. Il se base sur l'existence d'une co-intégration des deux économies. D'abord, il trouve que la performance de la bourse canadienne n'est pas significativement différente sous un gouvernement canadien minoritaire ou majoritaire. Cependant, la volatilité des rendements est plus faible sous un gouvernement minoritaire. Ensuite, il trouve que : les deux marchés boursiers canadien et américain réagissent positivement au changement de leur gouvernement respectif; le marché canadien réagit positivement à un changement du gouvernement américain; les rendements sont supérieurs à la troisième et quatrième année du mandat américain et une meilleure performance est notée lorsque les démocrates et conservateurs sont au pouvoir. Enfin, l'auteur conclut que pour un investisseur la stratégie basée sur le cycle politique américain de quatre ans est profitable. Donc, pour les premières, troisièmes et quatrième années, il investit dans des indices boursiers. La deuxième année, il place dans des obligations. Ceci performe mieux que la stratégie buy and hold.

Chrétien et Coggins (2009) s'intéressent à l'effet des élections canadiennes sur les rendements de la monnaie, des obligations, des actions et du marché de change au Canada. Ils posent quatre questions : est-ce qu'il y a un effet gouvernement majoritaire vs minoritaire? Est-ce qu'il y a un effet conservateur vs libéral? Est-ce qu'il y a un effet début mandat et fin mandat? Finalement, est-ce qu'il y a un effet élection américaine? Ils trouvent que : il n'y a aucun effet cyclique que ce soit sous un gouvernement majoritaire ou minoritaire; il n'y a pas d'effet conservateur vs libéral sauf pour l'inflation et taux d'intérêt réel sans risque; il y a un effet positif sur le rendement des actions en fin de mandat; et il y a une meilleure performance pour les actions canadiennes sous les démocrates que sous les républicains et elle est meilleure à la fin de leur mandat qu'au début.

À part le risque politique des élections présidentielles, il y a le risque politique de l'indépendance ou de la souveraineté comme dans les cas du référendum du Québec en 1995. Beaulieu et al. (2005) estiment l'impact des nouvelles politiques⁸ et de la presse lors du référendum du Québec sur le rendement boursier des firmes québécoises. Ils trouvent une augmentation de la volatilité conditionnelle, mais aucun effet sur le rendement moyen ou la prime de risque. Ils affirment que toutes les firmes ne sont pas exposées de la même façon au

⁸ Nouvelles politiques concernant l'indépendance du Québec du reste du Canada en 1995

risque politique. Ce risque spécifique dépend de la structure du capital (options de croissance) et du degré de la participation étrangère dans la firme. Les auteurs concluent que le risque politique peut être diversifié et la volatilité du rendement de la firme varie selon l'exposition de la firme au risque politique. Les firmes qui ont des actifs purement domestiques sont les plus vulnérables. Ils trouvent aussi que les mauvaises nouvelles du risque politique ont un impact significatif et augmentent la volatilité du rendement boursier plus que les bonnes nouvelles. Ils étendent leurs études sur les firmes canadiennes (hors Québec) et américaines. Ils trouvent que, dans le portefeuille canadien, le risque politique présente un impact sur la variance conditionnelle comme pour le portefeuille québécois, mais aucun impact sur le portefeuille américain.

3.2 Effet de l'incertitude politique

Nous nous intéressons dans cette sous-section aux études analysant l'effet de l'incertitude politique sur les marchés boursiers faites sur le plan international. Cette étape nous permettra de comprendre la réaction du marché au risque causé par l'incertitude politique. Pantzalis et al. (2000) étudient l'effet de l'incertitude politique, autour des dates d'élection, sur le comportement des marchés boursiers dans 33 pays incluant le Canada. Ils trouvent une réaction positive des marchés boursiers dans les deux semaines avant la date des élections. Ce rendement positif anormal est accentué pour les élections avec un plus haut degré d'incertitude. Cette réaction s'accroît particulièrement dans deux situations. Premièrement, si les pays ont un faible rang de liberté politique, économique et d'expression et le parti au pouvoir perd l'élection. Deuxièmement, si les élections sont anticipées et le parti au pouvoir perd l'élection. Les auteurs argumentent que, lorsqu'il existe un grand degré d'incertitude avant les élections et qu'une fois le résultat connu, l'incertitude résolue, les prix sur les marchés grimpent. Jensen et Schmith (2005) s'intéressent à l'effet de l'incertitude du résultat de l'élection brésilienne en 2002 sur le marché boursier brésilien. Ils utilisent la probabilité d'élection des quatre candidats à la présidentielle pour voir l'impact sur le rendement moyen et la volatilité du marché boursier brésilien. Ils trouvent que l'ascension politique du président brésilien Lula n'a aucun impact significatif sur le rendement moyen boursier au Brésil. Par contre, ils ne trouvent aucune augmentation significative de la volatilité du marché boursier dû à l'incertitude entourant les politiques du président.

Bialkowski et al. (2006) étudient la volatilité des marchés boursiers autour des dates d'élections dans les pays de l'Union européenne. Ils constatent que les élections sont accompagnées par une volatilité élevée commençant aux jours des élections et continuant quelques jours après. Ils essaient de trouver une liaison entre le choc des élections et des variables explicatives. Ils trouvent que ces variables étaient significatives lorsque la course est disputée de justesse, lorsque les élections vont apporter un changement de l'orientation politique du gouvernement et lorsque le gouvernement est minoritaire. Ils concluaient que les investisseurs sont toujours surpris par les résultats des votes, ainsi les prix boursiers réagissent fortement à cette surprise et augmente la volatilité temporairement. Bittlingmayer (1998) trouve que la volatilité des rendements boursiers observée en Allemagne dans la récession des années trente est principalement due au changement du régime de gouvernance⁹ et donc d'un risque politique. Il a causé la volatilité et la chute de la production.

Amihud et Wohl (2004) analysent l'effet des événements politiques sur le mouvement des prix des marchés boursiers, en examinant les changements d'anticipation du marché sur la chute de Saddam Hussein. Ils supposent que les anticipations sont basées sur des contrats de pari¹⁰ sur la chute de Saddam Hussein. Ils trouvent que durant la guerre, l'augmentation de ces anticipations avec la montée de la probabilité de la chute de Saddam Hussein a un effet significatif et positif sur le prix des actions de l'indice S&P500, une appréciation de la parité USD par rapport à l'EURO et une baisse dans le prix du pétrole. Cependant, l'effet de la hausse de probabilité de la chute de Saddam Hussein n'est pas la même avant et durant la guerre. Ce résultat reflète un changement dans l'interprétation de la nouvelle sur la chute de Saddam Hussein. Ils trouvent que la valeur de la nouvelle : « chute de Saddam Hussein » a un pouvoir explicative faible avant la guerre par contre durant la guerre les prix du pétrole, des actions et de change se sont réajustés fortement en réponse à l'information disponible. Les auteurs concluent que les anticipations de l'effet de la chute et de la guerre sont interprétées différemment avant et durant la guerre ce qui implique un effet différent sur les prix.

Kim et Mei (2001) étudient l'impact de l'incertitude politique sur le prix des actions et sur le mouvement de la volatilité des rendements boursiers, dans le cas spécial de Hong Kong. Ils qualifient le marché boursier de Hong Kong d'une volatilité élevée, fréquente et de large saut.

⁹ Il s'agit du changement du régime politique en Allemagne d'impériale à république après le 1er guerre mondiale. Il était caractérisé par l'instabilité, la montée de l'anticapitalisme et de l'hyperinflation.

¹⁰ En 2002, le site web tradesports.com qui est une plateforme de pari en ligne. Il offrait un contrat qui donnait 10 \$ à l'échéance si Saddam Hussein perdait le pouvoir.

Ils trouvent que le saut dans les rendements inattendus est associé particulièrement à de nouvelles politiques. L'impact de ces nouvelles est asymétrique de telle sorte que les mauvaises informations ont un effet plus grand sur la volatilité que les bonnes nouvelles. Les auteurs concluent que les mouvements de la volatilité des rendements boursiers sont associés à des développements politiques¹¹ et ils sont très importants pour être expliqué seulement par des facteurs économiques. Mei et Guo(2002) étudient l'effet des élections présidentielles sur la crise monétaire et la volatilité des rendements boursiers dans 22 pays émergents.¹² Ils trouvent une relation significative entre l'incertitude politique et les crises financières dans ces pays. En effet, la volatilité des marchés est élevée durant la période des élections et des transitions politiques. Leurs résultats suggèrent que les élections présidentielles tendent à inciter le gouvernement à suivre un régime économique incapable d'avoir une politique monétaire qui stabilise la valeur de la monnaie, ce qui crée un doute sur l'engagement du gouvernement à maintenir la politique de stabilité des taux de change et décourage les investissements étrangers en raison de l'incertitude politique.

Les études précédentes telles que Santa-Clara et Valkanov (2003) supposent, implicitement, que les résultats des élections sont connus à l'avance. Li et Born (2006) s'intéressent, plutôt, à l'effet des élections américaines sur le rendement des marchés financiers en période électorale vu que le vainqueur n'est pas encore connu (période d'incertitude). En utilisant les résultats des anticipations présidentielles, ils trouvent que le rendement des marchés financiers augmente considérablement trois mois avant la date des élections. Par contre, ils ne trouvent aucun effet sur les marchés lorsque le gouvernement en place est susceptible d'être réélu. Aucune volatilité excédentaire n'est notée lorsqu'il n'y a aucun doute sur le résultat des élections. Ces résultats sont allés de pair avec l'hypothèse que les investisseurs font un lien entre l'incertitude politique et le rendement généré des marchés financiers.

3.3 Couverture contre le risque politique

La littérature s'intéresse, aussi, à la couverture du risque politique, que ce soit par une stratégie de portefeuille ou d'option. Mattozzi (2008) étudie la possibilité d'une couverture

¹¹ Le sort de la démocratie de Honk Kong après 1997, le statut de la Chine comme principale partenaire commerciale et le développement des droits de l'homme en Chine et les réformes politiques.

¹² L'étude comprend la crise financière en Amérique latine 1994-1995 et en Asie 1997-1998.

contre le risque politique. Il confirme l'existence d'une stratégie de portefeuille composée de titres du marché boursier américain. Ce résultat permet de se couvrir de l'incertitude politique entourant les élections. D'abord, la stratégie consiste à identifier les actions dont le rendement est significativement corrélé avec la probabilité du président gagnant. Ensuite, il construit deux portefeuilles présidentiels dans une période de 6 mois avant l'élection américaine de l'an 2000 Bush vs Gore. Ainsi, le portefeuille action est constitué de firmes pro-président (selon les dons au parti politique). Enfin, il s'attend que les deux portefeuilles agissent différemment selon le résultat de l'élection. Il remarque qu'un léger changement dans les sondages présidentiels entraîne un changement significatif dans le rendement du portefeuille sélectionné. Cette stratégie a pour but de se couvrir contre le risque politique. Dans la même optique, Kelly et al. (2014) analysent l'effet des élections présidentielles dans 20 pays et des sommets mondiaux sur le prix des options. Les auteurs affirment le fait que les options couvrent une courte période, elles peuvent couvrir la durée de l'élection. Ainsi, l'option permet de couvrir le risque politique des élections. Le prix de l'option indique la valeur de la protection contre le risque politique et il permet de se couvrir des risques de volatilité, de prix et risque de perte. Les auteurs trouvent que les options sont plus chères avant les élections. Ils mettent à l'évidence que cette protection est encore plus chère si l'économie est faible et si l'incertitude politique est plus élevée. Ils concluaient que le risque politique requiert une prime de risque et elle est plus élevée lorsque l'économie est faible.

Chan et Wei (1996) étudient l'impact des nouvelles politiques¹³ sur la volatilité du marché boursier de Hong Kong pour la période 1990-1993. Ils trouvent que les nouvelles politiques favorables (non favorables) causent un rendement positif (négatif) dans l'indice boursier. En même temps, l'indice boursier de Hong Kong est divisé en deux : un indice prochinois et un indice probritannique dont les volatilités sont affectées différemment par les chocs politiques. Ils constatent une volatilité plus élevée pour l'indice prochinois. Par contre, les nouvelles politiques bonnes ou mauvaises n'affectent pas le rendement de l'indice prochinois. Ainsi, il présente un refuge sûr pour s'immuniser du risque politique.

Selon Huang (1985), l'efficiencia semi-forte du marché boursier est l'hypothèse la plus acceptée par les économistes financiers. Il estime donc que la présence d'un effet cycle

¹³ Les nouvelles politiques concernent la confrontation ou la coopération entre les gouvernements sino-britanniques concernant l'avenir de Hong Kong.

politique sur le rendement boursier est une anomalie du marché. Par conséquent, il met en doute son efficacité semi-forte. D'après l'auteur cela permettra de faire une stratégie profitable. Cette dernière est basée sur le cycle politique et elle consiste à investir dans les T-bills au cours des deux premières années sous les républicains. Cette stratégie a produit un rendement supérieur par rapport à un investissement dans les fonds communs sur les trois périodes considérées de l'étude.

3.4 L'incertitude et la volatilité des marchés boursiers

3.4.1 Effet de l'incertitude sur les marchés boursiers

La réaction de l'investisseur à la nouvelle information va déterminer l'évolution du marché. Dans ce sens, Brown et al. (1988) établissent le modèle de l'hypothèse d'information incertaine, qui stipule que la conséquence d'une nouvelle information va augmenter systématiquement le risque et le rendement espéré d'un titre donné. De plus, dans un marché comprenant des investisseurs averses au risque, une bonne ou une mauvaise nouvelle va entraîner, immédiatement, les prix des actions sous le seuil de leur valeur conditionnelle espérée. Une fois l'incertitude dissipée, les prix, dans la moyenne, ont tendance à grimper, et ce indépendamment de la nature de l'événement qui la canalise. Si les investisseurs ont une fonction d'aversion au risque absolue décroissante, le changement moyen dans le prix des actions sera plus large pour les mauvaises nouvelles que pour les bonnes nouvelles.

Kalay (1985) étudie l'effet de l'annonce des dividendes sur le rendement des titres boursiers. Il stipule qu'en théorie, la volatilité doit être plus élevée autour des dates de l'annonce des dividendes. Pour un investisseur averse au risque, si le risque additionnel n'est pas diversifiable, il va demander un rendement espéré plus élevé pour cette période. L'annonce des dividendes est un événement connu à l'avance, il peut être une bonne comme une mauvaise nouvelle. Si le marché est efficace, le prix des actions devra refléter ce changement potentiel et le rendement inconditionnel espéré demandé doit être identique à n'importe quelle autre journée. S'il trouve un rendement excédentaire, cela signifie que les rendements demandés pour ses dates sont généralement plus élevés que la normale. Ce résultat signifie également qu'une augmentation excédentaire du risque non diversifiable dans ses périodes peut justifier une augmentation du rendement inconditionnel moyen.

Pastor et Veronesi (2012) étudient l'effet de l'incertitude des changements de la politique du gouvernement sur les marchés boursiers. Leur modèle d'équilibre stipule que, le rendement des marchés boursiers devra baisser en moyenne avec l'annonce d'un changement dans la politique. La baisse du rendement est large si l'incertitude sur le changement est large où qu'elle soit précédée d'un ralentissement économique. Ce changement dans la politique devra augmenter la volatilité et la corrélation dans les marchés boursiers. L'augmentation de la prime de risque devra être positive en moyenne.

Liu et Zhang (2015) montrent que l'incertitude de la politique économique est un bon prédicateur pour la volatilité future des marchés financiers.

3.4.2 La volatilité des marchés boursiers

La littérature montre que les variables macroéconomiques n'expliquaient pas toute la volatilité des marchés boursiers dans la période électorale. Cependant, certains chercheurs affirment que hors périodes électorales, elles jouent un rôle important. En effet, Aggarwal et al. (1999) identifient les événements qui causent les changements dans la volatilité des marchés boursiers dans les pays émergents pour la période 1985-1995. Cette période est marquée par une volatilité boursière élevée des pays émergents et des changements brusques dans la volatilité, pour un écart type aussi bas que 23,9 % et le plus haut que 146 % dans le cas de l'Argentine dans une période d'hyperinflation. Les auteurs concluent que cette fluctuation de la volatilité est due à des événements spécifiques à chaque pays, comme des facteurs politique, social et économique. Le seul événement mondial qui a causé une volatilité accrue dans plusieurs marchés boursiers des pays émergents est le krash boursier d'octobre 1987.

Campbell et Lettau (1999) étudient les trois volets de la volatilité : la volatilité du marché boursier, celle de l'industrie et celle spécifique de la firme. Ils constatent que les trois paliers bougent ensemble surtout en période de faibles volatilités, et que la volatilité spécifique des firmes est la seule à avoir une tendance déterministe. Par contre, ils ne trouvent aucune tendance stochastique dans les trois composantes de la volatilité. Ces derniers augmentent lorsque l'économie ralentit et tend vers une récession. Selon eux, les trois composantes de la volatilité sont contra cyclique et ils ont un effet sur la variation du PIB. De plus, la volatilité de l'industrie est la plus stable par rapport aux trois composantes et elle est une bonne indicatrice

pour la prévision de l'activité économique; la volatilité spécifique de la firme explique en grande partie la volatilité totale des firmes et elle est positivement corrélée et aussi autocorrélée.

Engle (2004) mène une étude sur le calcul de la volatilité à l'aide des modèles autorégressifs. Il constate que le rendement des firmes est caractérisé par l'imprévisibilité, le regroupement de la volatilité et la distribution avec une queue épaisse. Il constate aussi que la volatilité des prix des titres financiers est due à l'arrivée de nouvelles informations qui ont la particularité de se regrouper dans le temps. Il trouve que leurs effets dépendent de la firme et de l'économie. De plus, ces informations ont un impact plus important en période de récession économique qu'en période de boom économique. Ce résultat peut expliquer l'existence de plus de volatilité dans les récessions. Ainsi, l'auteur déduit que la volatilité peut se présenter comme un modèle qui dépend des types et de l'intensité de ces informations. Certaines informations ont un impact plus important que d'autres tels que les guerres, les récessions économiques, les sommets mondiaux, les élections, etc.

Glosten et al. (1993) trouvent que la volatilité saisonnière de janvier et octobre est significative et qu'il y a une relation négative et statiquement significative entre la moyenne conditionnelle et la variance conditionnelle des rendements excédentaires boursiers. De plus, ils constatent que la volatilité conditionnelle du rendement excédentaire mensuel n'est pas très persistante, que les résidus négatifs sont associés à une augmentation dans la variance et que les résidus positifs sont associés à une baisse dans la variance. Ils constatent aussi que les rendements excédentaires non espérés positifs et négatifs ont un effet différent sur la volatilité conditionnelle future. Ainsi, un rendement non espéré positif va baisser la volatilité et un rendement non espéré négatif va rehausser la volatilité.

French et al. (1987) montrent que la volatilité du rendement boursier est la plus appropriée pour mesurer le risque du portefeuille marché. Ils trouvent une relation positive entre la prime de risque espérée et la volatilité prévue, et une relation négative entre la volatilité non prévue du marché boursier et la prime de risque réalisé. Ils soulignent le fait qu'une relation positive entre la prime de risque et la volatilité prévue entraînerait un changement positif non prévu dans la volatilité. Ce résultat justifie l'augmentation de la prime de risque et la diminution du prix courant des actions. Ils présentent une relation négative entre la volatilité non prévue du marché boursier et la prime de risque réalisé comme une évidence d'une relation positive entre la prime de risque espérée et la volatilité au préalable. Ils trouvent

également que les rendements boursiers non espérés sont négativement reliés aux changements non espérés de la volatilité des rendements boursiers.

Notre revue de littérature nous permet de déduire que la volatilité des rendements dans les marchés boursiers peut être expliquée par des variables macroéconomiques comme l'inflation, la politique monétaire, la récession. Par contre, dans certains cas, la volatilité ne peut pas être expliquée seulement par ces variables. Ainsi, des événements comme les élections, la guerre ou le krach boursier ont un effet plus significatif sur cette volatilité. Nous nous attendons que les informations détenues par les investisseurs puissent influencer la volatilité et les rendements des marchés boursiers durant la période électorale. Ces informations peuvent être des nouvelles de presse, des anticipations ou de l'incertitude électorale.

Bien que la revue de littérature soit exhaustive, l'analyse de l'impact de l'incertitude électorale au Canada n'a pas reçu beaucoup d'attention. L'effet des élections américaines sur la volatilité et le rendement boursier a suscité l'intérêt de plusieurs chercheurs. Cependant, peu de recherches ont été faites au niveau du Canada. Les deux études empiriques les plus proches de notre étude sont ceux de Chrétien et Coggings (2009) et Beaulieu et al. (2005). Chrétien et Coggings (2009) estiment la moyenne et l'écart type des rendements boursiers conditionnels aux résultats des élections présidentielles canadiennes. Beaulieu et al. (2005) estiment l'effet des nouvelles parues dans la presse concernant l'indépendance du Québec sur le rendement des firmes québécoises. Cependant, notre modèle économétrique s'inspire du travail de Li et Born (2006) parce qu'ils étudient le même sujet que nous, mais dans un contexte américain. Ils relèvent que les études précédentes supposaient : premièrement que le vainqueur de l'élection est déjà connu, ce qui peut entraîner une erreur de biais de variables. Deuxièmement, ils ne considèrent pas la possibilité d'une corrélation dans les séries chronologiques des rendements boursiers, ce qui peut donner des tests statistiques anormaux sur les rendements boursiers. Les études précédentes se sont intéressées aux résultats des élections une fois qu'ils sont connus. Santa-Clara et Valkanov (2003) trouvent que le marché financier américain favorise les démocrates puisque, en moyenne, les rendements sont plus élevés, durant leurs mandats. Alors qu'en période électorale, Li et Born (2006) trouvent que le marché est sensible à l'incertitude électorale, mais il n'y a aucune préférence significative du marché boursier pour un parti politique en particulier. L'incertitude dans le résultat de l'élection fédérale au Canada pourra affecter, à court terme, la volatilité et le rendement des marchés boursiers. L'incertitude

découle d'un changement dans le gouvernement au pouvoir et, ainsi, dans ses politiques. Inclure l'incertitude électorale comme variable exogène pour expliquer l'évolution des rendements et de la volatilité en période électorale nous aidera à expliquer la réaction du marché. Nous pensons qu'en période d'incertitude électorale, les marchés boursiers seront plus volatils et que les rendements moyens baissent à court terme.

4. Hypothèses testables

Cette partie présente les différentes hypothèses qui sont analysées dans notre étude.

4.1 Hypothèse 1

Notre première hypothèse stipule que le changement dans l'anticipation électorale a une influence sur les rendements moyens boursiers au Canada.

Les partis politiques canadiens, généralement au pouvoir, sont connus pour avoir des politiques économiques et monétaires différentes. Donc, nous pouvons supposer que le changement dans les anticipations des votes, pour le parti vainqueur, peut influencer les anticipations des rendements boursiers. L'incertitude électorale a tendance à semer le doute chez les investisseurs et ainsi faire baisser les rendements boursiers au Canada. Riley et Luksetich (1980) ont trouvé que le marché boursier américain n'aime pas l'incertitude. En effet ils montrent que les rendements sont négatifs avant les élections et augmentent après les élections sur le court terme. Brown et al. (1988) avec leur modèle de l'hypothèse d'information incertaine, dans un marché comprenant d'investisseurs averse au risque, une bonne ou une mauvaise nouvelle va, immédiatement, entrainer les prix des actions sous le seuil de leur valeur conditionnel espéré. Une fois l'incertitude dissipée, les prix, dans la moyenne, ont tendance à grimper, et ce indépendamment de la nature de l'événement qui la canalisé. Nous nous attendons à ce que les rendements boursiers canadiens soient à la baisse en période d'incertitude électorale pour nos deux portefeuilles pondérés et équipondérés.

4.2 Hypothèse 2

Notre deuxième hypothèse stipule qu'en période électorale, l'incertitude électorale augmente la volatilité du rendement boursier.

L'incertitude du résultat de l'élection fédérale au Canada peut influencer la variance conditionnelle des rendements boursiers canadiens. En période d'incertitude électorale, une baisse du rendement boursier provoquera une augmentation de la variance conditionnelle du portefeuille de marché. La volatilité peut avoir une tendance et un regroupement dans le temps. De même, Bialkowski et al. (2006) ont fait une étude sur la volatilité des marchés boursiers autour des dates d'élections dans les pays de l'Union européenne. Ils trouvent que la volatilité augmente. Elle peut même doubler dans la semaine entourant les jours des élections. Ils ont imputé ceci à une course étroite à l'élection qui va soit amener un changement dans l'orientation politique du gouvernement, soit que le gouvernement n'aura pas la majorité parlementaire. Nous nous attendons, donc, à trouver une baisse dans les rendements boursiers canadiens et une augmentation dans la volatilité en cas d'incertitude électorale.

5. Méthodologie économétrique

5.1 Mesure de l'incertitude électorale

Cette partie introduit notre modèle économétrique et les variables utilisées. Notre modèle économétrique étudie l'impact de l'incertitude électorale sur le rendement moyen boursier canadien et la volatilité pendant la période électorale. Notre méthodologie est celle utilisée par Li et Bron (2006). La mesure de l'incertitude dans les élections fédérales est basée sur le sondage de l'intention de vote. Ces sondages sont faits auprès des électeurs canadiens et à des intervalles de temps différents entre 6 jours à un mois. Les principaux sondeurs retenus sont Gallup, Léger Marketing et Angus Reid en raison de leurs larges diffusions dans les médias (Journaux, internet et télévision). Nous utilisons le logiciel EViews pour nos régressions économétriques.

En premier lieu, nous présentons la construction de la mesure de l'incertitude électorale développée par Li et Born (2006). La variable de l'incertitude électorale canadienne $IC_{n,t}$ est obtenue ainsi : nous soustrayons la variable $IN_{n,t}$, qui est le pourcentage des répondants qui préfèrent le parti politique au pouvoir, du pourcentage des répondants qui préfèrent le parti politique à l'opposition qui est la variable $OUT_{n,t}$. Ensuite nous divisons cette différence par le terme d'erreur de l'échantillonnage $\sigma_{n,t}$. Cette dernière permettra de standardiser l'échantillon

du sondage pour qu'il soit représentatif de l'intention de vote de la population. Nous définissons cette variable comme suit :

$$IC_{n,t} = \frac{(IN_{n,t} - OUT_{n,t})}{\sigma_{n,t}}$$

Avec " n " est l'année de l'élection et " t " est le temps restant jusqu'aux jours de l'élection.

Nous supposons que l'erreur de l'échantillonnage est différente de zéro pour avoir une valeur finie de $IC_{n,t}$. En effet, les sondages de l'intention de vote sont faits sur une partie de la population, il existera toujours une marge d'erreur. Une valeur positive de $IC_{n,t}$ signifie que le parti au pouvoir est le plus favorable pour remporter l'élection et une valeur négative signifie un changement probable dans le parti au pouvoir. Li et Born (2006) estiment qu'une valeur de $IC_{n,t}$ entre -2 et +2 signifie qu'il y a une incertitude sur le résultat de l'élection. Par exemple, si le sondage donne un résultat de 100 % en faveur du parti politique au pouvoir et l'erreur d'échantillonnage est de 5 %, la valeur de la mesure de l'incertitude $IC_{n,t}$ est de 20. Par contre, un sondage qui donne 50 % au parti au pouvoir et 45 % pour l'autre partie avec 5 % d'erreur d'échantillonnage, la valeur $IC_{n,t}$ sera de 1 ce qui signifie qu'il y a une incertitude autour du résultat de l'élection. Le choix de l'intervalle d'incertitude électorale -2 et +2 découle du fait que l'équation $IC_{n,t}$ a les caractéristiques du test de Student. En comparant le sondage de deux partis politiques, l'hypothèse nulle suppose que les deux sondages sont égaux. Si la valeur du test-t est comprise dans l'intervalle critique -1,96 et +1,96 avec un intervalle de confiance de 95%, l'hypothèse nulle est vérifiée et nous pouvons déduire qu'il y a une incertitude électorale.

Au Canada, la vie politique est partagée entre deux grands partis qui sont les conservateurs et les libéraux. Nous voulons vérifier si un parti politique peut avoir un effet sur les marchés boursiers canadiens en période électorale malgré que, Chrétien et Coggings (2009) ne trouvent aucun effet des cycles politiques des deux partis sur les rendements des marchés financiers au Canada. Nous construisons, ainsi, la deuxième mesure de l'incertitude électorale des partis politiques, selon la méthodologie de Li et Born (2006). Nous prenons comme référence les libéraux dans la construction de cette variable. Elle est définie ainsi : c'est l'écart dans le sondage entre le parti libéral et celui des conservateurs divisé par la marge d'erreur de l'échantillonnage. Elle est donnée par la variable $U_{n,t}$. Cette mesure indique si nous anticipons, à l'aide des intentions de vote, l'élection ou non des libéraux. Cette mesure nous permettra

d'estimer l'effet du parti politique sur l'incertitude électorale ainsi que sur le rendement et la volatilité du portefeuille du marché canadien.

La variable $U_{n,t}$ est obtenue ainsi : nous soustrayons la variable $Lib_{n,t}$: pourcentage des intentions de vote pour les libéraux dans l'échantillon, de la variable $Con_{n,t}$: pourcentage des intentions de vote pour les conservateurs dans l'échantillon. Ensuite, nous divisons par $\sigma_{n,t}$: erreur de l'échantillonnage. Nous obtenons la variable suivante :

$$U_{n,t} = \frac{(Lib_{n,t} - Con_{n,t})}{\sigma_{n,t}}$$

Nous supposons toujours que l'erreur de l'échantillonnage est différente de zéro pour avoir une valeur finie de $U_{n,t}$. Lorsque $u_{n,t} > 0$, cela signifie que les libéraux mènent dans les sondages et lorsque $u_{n,t} < 0$, ce sont les conservateurs qui mènent dans les anticipations des élections. Selon Chrétien et Coggings (2009), il n'y a aucun effet significatif sur le rendement boursier canadien durant le mandat des libéraux et des conservateurs. Par contre, est-ce que le changement dans les anticipations électorales pourra influencer les marchés boursiers canadiens? Engle (2004) montre que la volatilité dans les rendements des marchés boursiers peut dépendre de l'intensité de l'information. L'effet de certaines informations sur la volatilité est plus important que d'autres, comme dans le cas des élections. Nous pouvons nous attendre à une volatilité plus élevée des rendements boursiers en période électorale, au fur et à mesure que les anticipations de vote changent en faveur d'un parti politique vers un autre.

5.2 Modèle des rendements moyens boursiers

En nous inspirant du travail de Li et Born (2006), notre modèle des rendements journaliers moyens boursiers est défini ainsi :

$$Rd_t = \alpha_0 + \alpha_1 (Rd_{t-1}) + \alpha_2 (M_{1,t}) + \alpha_3 (M_{2,t}) + \eta_t$$

Avec Rd_t le rendement journalier et Rd_{t-1} le rendement journalier de la veille, $M_{1,t}$ une variable muette qui prend la valeur de 1 en période électorale, sinon zéro et $M_{2,t}$ une variable muette qui est égale à 1 lorsque la valeur de $IC_{n,t}$ est entre 2 et -2, sinon zéro. η_t représente le rendement excédentaire. L'utilisation des deux variables muettes dans l'équation permettra de capturer l'effet de la période électorale sur les rendements et de mesurer l'effet de l'incertitude du résultat électoral.

Dans notre modèle, nous supposons que les rendements boursiers moyens suivent une fonction autorégressive d'ordre un, avec $|\alpha_1| < 1$ pour assurer la stationnarité de la série temporelle des rendements. En effet, si elle n'est pas stationnaire, nous allons avoir un problème de régression fallacieuse avec des résultats erronés. En plus, l'effet de l'incertitude électorale sur la variabilité des rendements boursiers sera non transitoire, de telle sorte que l'effet d'un choc sur les rendements va persister dans le temps.

Le choix du modèle autorégressif d'ordre un est motivé par le travail de Baur et al. (2012). Ils utilisent la méthode d'autorégression quantile pour décrire la dépendance entre les rendements boursiers journaliers, hebdomadaires et mensuels sur les 600 titres compris dans l'indice du Dow Jones Stoxx 600. Ils trouvent une dynamique sous forme de "S" dans la distribution des rendements conditionnels. Les quantiles inférieurs des rendements présentent une dépendance positive avec ceux précédents et les quantiles supérieurs présentent une dépendance négative. Ils trouvent aussi que l'effet marginal des rendements négatifs dans la période précédente présente une plus grande influence sur toute la période que les rendements positifs. Les rendements positifs précédents ont une forte corrélation positive avec les rendements positifs présents et une corrélation négative avec des rendements négatifs et vice versa.

L'interprétation de notre modèle sur les rendements boursiers se fait ainsi : s'il y a une dépendance sérielle entre les rendements journaliers, α_1 serait différente de zéro. Si α_2 est différent de zéro, nous pouvons conclure qu'il y a un effet de l'élection sur le rendement boursier. Si α_3 est différent de zéro, nous pouvons conclure que l'incertitude électorale a un effet sur les rendements boursiers.

La fonction de distribution des termes erreurs suit la loi normale comme suit:

$$\eta_t = \mu_t h_t^{1/2} \text{ avec } \mu_t \sim N(0, 1)$$

Notre modèle de la volatilité des rendements boursiers s'inscrit ainsi :

$$h_t = b_0 + b_1(h_{t-1}) + b_2(r_{ft}) + g_1(\eta_{t-1}^2) + g_2(\eta_{t-1}^2) I_t \quad (\text{modèle 1})$$

Avec $I_t = 1$ si $\eta_t < 0$ et zéro sinon. h_t est la variance conditionnelle des rendements boursiers et η_t^2 est le rendement excédentaire désaisonnalisé au carré (sans effet électoral).

Pour l'estimation de notre modèle, nous choisissons l'approche GJR développée par Glosten et al. (1993). Contrairement aux autres modèles tels que ARCH et GARCH qui donnent une volatilité symétrique lors de chocs des rendements boursiers positifs et négatifs. Ce modèle permet de capturer l'asymétrie dans l'impact de l'information sur la volatilité, de telle sorte que les rendements non anticipés positifs et négatifs ont un effet différent sur la variance conditionnelle. Pour cela, dans l'équation de la volatilité conditionnelle nous ajoutons la variable muette I_t qui prend la valeur 1 si le terme erreur η_t est négatif, sinon zéro. L'utilisation du taux d'intérêt réel dans l'équation de la variance conditionnelle est inspirée de Glosten et al. (1993). Selon eux, le taux d'intérêt permet de prédire à court terme l'inflation et il peut être un bon prédicateur de la volatilité future des rendements excédentaires. En effet, Cozier et Tkacz (1994) trouvent une relation forte et positive entre la structure à terme des taux d'intérêt au regard de l'activité économique au Canada, dans un horizon de un an et plus. Le taux d'intérêt réel ajoute un pouvoir explicatif avec une relation négative anticipé avec le changement dans la croissance du PIB. Ils trouvent aussi que la structure à terme des taux d'intérêt est un bon prédicateur de l'inflation dans un horizon au-delà de deux ans.

Nous nous attendons à ce que la saisonnalité de la période électorale et l'incertitude électorale amplifient la volatilité des marchés boursiers. Pour enlever cet effet, nous suivons la méthodologie de Glosten et al. (1993), nous utilisons des variables muettes $M_{1,t}$ et $M_{2,t}$ pour capturer cet effet. Nous supposons que la volatilité de la prochaine période ne dépend que de l'excès de rendement de la période courante, afin qu'elle reflète toute l'information pertinente et disponible sur le marché comme dans les modèles autorégressifs d'ordre 1. Le rendement excédentaire peut s'exprimer sous une forme qui ne présente aucune saisonnalité, comme suit :

$$\varepsilon_t = \alpha_2 M_{1,t} + \alpha_3 M_{2,t} + \eta_t$$

Avec ε_t le rendement excédentaire sans effet électoral.

Ainsi, la variable η_t ne présente aucun comportement saisonnier. Avec $h_{t-1} = E_{t-1}[\eta_t^2]$ la variance conditionnelle de η_t . De telle sorte que le modèle GJR inhibe l'effet de la variance conditionnelle sur la prochaine période. Ce modèle suppose, aussi, que l'impact de η_t^2 est différent sur la variance conditionnelle de h_t , lorsque η_t est positif ($I_t = 1$) ou négatif ($I_t = 0$).

6. Base de données

Les variables utilisées dans cette étude sont divisées en deux parties : les variables politiques et les variables financières. Nous voulons remercier la professeur Manel Kammoun d'avoir fourni la base de données financière. Toutes les séries ont une fréquence journalière. Les données financières couvrent la période du 3 janvier 1975 au 31 décembre 2019 et elles contiennent 11 325 observations journalières qui couvrent 13 élections, dont 7 gagnées par les libéraux et 6 gagnées par les conservateurs. Le cycle politique est variable dans cette période, il varie d'un an à quatre ans et la période électorale est de minimum 36 jours et maximum de 78 jours.

6.1 Variables financières

Les rendements boursiers journaliers utilisés sont ceux des indices équipondéré et pondéré canadiens du CFMRC. Nous supposons que ces deux indices représentent le portefeuille du marché pondéré et équipondéré canadien. Le taux sans risque réel¹⁴ est celui du rendement des bons de trésor sur trois mois avec fréquence hebdomadaire moins le taux d'inflation avec fréquence mensuelle. Ces deux variables sont obtenues de statistique Canada. La prime de risque est obtenue de la différence entre le rendement de l'indice boursier mensuel et le taux sans risque réel.

6.2 Variables politiques

Nous utilisons les sondages préélectorales disponibles pour mesurer l'incertitude électorale. Nous nous sommes fiés à deux principaux sondages¹⁵, Gallup pour la période de 1979 à 1997 et au sondage de Léger Marketing de l'élection de 2000 à 2019. Les sondages de Gallup proviennent du journal La Presse¹⁶. Les sondages de Léger Marketing étaient téléchargés sur les pages internet www.qc125.com et sur Wikipédia. Le nombre de sondages obtenu diffère selon la période électorale et l'information disponible. Nous avons eue entre 3 à 7 sondages par élection. L'effet du sondage est comptabilisé lors de sa publication aux médias et son effet prend fin dès la publication du prochain sondage ou le jour après la date de l'élection. Nous

¹⁴ Source : Statistique Canada

¹⁵ D'autres sondeurs étaient utilisés comme Angus Reid et Crop.

¹⁶ Source : www.banq.qc.ca

totalisons 437 jours préélectorales, 63 sondages dont 161 jours d'incertitude électorale avec 6 élections qui présentent de l'incertitude électorale selon le critère choisi.

7. Analyse descriptive

Cette section présente une analyse descriptive de nos données.

Le tableau 1 décrit les rendements des marchés boursiers canadiens en période électorale et hors période électorale. Le portefeuille équi pondéré, hors période électorale, présente les plus hautes valeurs extrêmes des minimales et maximales du rendement journalier. Il présente, aussi, une distribution leptokurtique avec un skewness positif caractéristique des séries temporelles financières. Nous remarquons qu'en période électorale la distribution de nos données sont plus aplaties avec des skewness négatives donc nos rendements journaliers sont généralement moins élevés qu'en hors période électorale. Nous pouvons conclure que la période électorale apporte son lot d'incertitude sur le marché et fait descendre les rendements avec possiblement un impact sur la volatilité conditionnelle.

Les tableaux d'autocorrélation (voir du tableau 3 à 6) entre les rendements journaliers montrent que le marché exhibe une mémoire à court terme pour les petites capitalisations (portefeuille équi pondéré) par rapport au portefeuille pondéré en période hors élections. Mais aucune différence en période électorale. Les deux portefeuilles présentent une mémoire de plus long terme avec une autocorrélation de quelques périodes.

L'analyse graphique du rendement des marchés boursiers canadiens (voir figures 1 et 2 dans l'annexe) ne montre aucune tendance déterministe. Ils sont concentrés autour de leurs moyennes respectives avec une moyenne constante. Les deux séries temporelles du portefeuille pondéré et équi pondéré sont stationnaires selon le test de dickey-fuller augmenté (voir tableaux 7 et 8).

Le test de dickey-fuller augmenté est effectué avec la fonction autorégressive d'ordre 5, ce nombre de retards est suffisant pour détecter une éventuelle autocorrélation entre les termes erreurs. L'hypothèse nulle est que la série temporelle soit non stationnaire.

$$\Delta y_t = \Psi y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \gamma_5 \Delta y_{t-5} + u_t$$

Avec $H_0 : \Psi = 0$ contre $H_1 : \Psi < 1$

La statistique du test de Dickey-Fuller augmenté est obtenue ainsi : $DF = \frac{\hat{\Psi}_{MCO}}{SE(\hat{\Psi}_{MCO})}$

Avec y_t représente le rendement journalier et $SE(\hat{\Psi}_{MCO})$ est l'écart type estimé.

Nous obtenons pour le portefeuille équipondéré une valeur DF de -43,298 86 et pour le portefeuille pondéré une valeur DF de -58,733 98. Les deux valeurs sont inférieures aux valeurs critiques de tout niveau de signification. Donc nous rejetons l'hypothèse nulle en faveur de la stationnarité des séries temporelles. Ce résultat nous permettra de nous fier aux relations obtenues de nos régressions.

8. Analyse empirique

Dans cette section nous validons la pertinence de l'utilisation du modèle GARCH pour expliquer notre variance conditionnelle. Pour cela, nous vérifions l'hétéroscédasticité et la normalité des termes erreurs, afin d'utiliser la méthode du maximum de vraisemblance dans l'estimation du modèle GARCH. Nous effectuons, aussi, des tests d'asymétrie de la volatilité, afin d'utiliser la méthodologie de G.J.R (1993).

Le modèle GARCH est fréquemment utilisé dans les séries financières qui présentent des regroupements dans la volatilité (Clustering). C'est un modèle de volatilité déterministe qui utilise une fonction décrivant l'évolution de la variance conditionnelle des termes erreurs.

8.1 Test d'hétéroscédasticité

Nous étudions, dans cette sous-section, la variance des rendements excédentaires obtenus de la régression de notre modèle des rendements journaliers moyens boursiers. Afin de vérifier si la variance est constante ou non pour l'ensemble de notre modèle. L'absence de l'hétéroscédasticité ne nous permet pas l'usage d'un modèle ARCH. Dans ce cas, la variance de nos termes erreurs est constante et nous ne pouvons pas décrire l'évolution de la variance conditionnelle des rendements boursiers.

Notre but est de tester l'hypothèse nulle suivante : les coefficients des "q" retards de l'équation autorégressive de nos termes erreurs aux carrés sont égaux à zéro. Le tableau 2 présente les résultats obtenus du test de l'hétéroscédasticité. Nous obtenons pour la statistique

$T.R^2$ une valeur de 1011,794 pour le portefeuille équi pondéré et de 2389,982 pour le portefeuille pondéré. Ce qui dépasse la valeur critique de 16,75 du $\chi^2(5)$. Ces résultats nous permettent de rejeter l'hypothèse nulle de la constance de la variance. Donc les termes d'erreur présentent de l'hétéroscédasticité, avec un intervalle de confiance de 95 %.

Pour obtenir ce résultat, nous régressons les termes erreurs dans une fonction autorégressive d'ordre 5, estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires (M.C.O). La valeur du test d'hypothèse est obtenue par la statistique $T.R^2$, avec T représente le nombre d'observations et R^2 le coefficient de détermination. Le test est constitué par une hypothèse nulle que les 5 retards des résidus aux carrés ont des coefficients non significativement différents de zéro.

Les étapes de notre test sont inscrites comme suit :

1^{re} étape : nous estimons notre modèle des rendements journaliers moyens boursiers par la méthode MCO. Dans notre cas, nous estimons notre modèle avec et sans variables muettes, puis nous sauvegardons les résidus obtenus.

2e étape : nous estimons les coefficients de l'équation suivante :

$$\hat{u}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{u}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{u}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \hat{u}_{t-q}^2 + v_t$$

Avec \hat{u}_t^2 représente le résidu estimé au carré et " v_t " est un bruit blanc, afin d'obtenir le coefficient de détermination R^2 de la régression.

3e étape : la statistique du test est définie par $T.R^2$ avec T est le nombre d'observations. Nous imposons les hypothèses suivantes :

$$H_0 : \alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_q = 0 \quad \text{contre} \quad H_1 : \text{au moins un } \alpha_i \neq 0$$

Sous l'hypothèse nulle $T.R^2 \sim \chi^2(q)$.

Si $T.R^2 >$ la valeur critique de $\chi^2(q)$, nous rejetons H_0 en faveur de l'hétéroscédasticité des termes d'erreur.

Si $T.R^2 <$ la valeur critique de $\chi^2(q)$, nous ne rejetons pas H_0 en faveur de l'homoscédasticité des termes d'erreur.

Le résultat obtenu du test implique que la variance des termes erreurs n'est pas constante. Ce résultat justifie l'utilisation du modèle GARCH. Si la volatilité des termes erreurs est positivement corrélée avec les volatilités justes immédiates. Donc, une période calme peut être suivie d'une période de haute volatilité persistante, nous disons que la volatilité est autocorrélée. Nous parlons dans ce cas de regroupement de volatilité.

8.2 Tests d'asymétrie de la volatilité

Ces tests permettent de vérifier si les termes erreurs positives ou négatives affectent différemment la volatilité future. Engle et Ng (1993) proposent trois approches pour tester l'asymétrie : le test de biais de signe, le test de biais de taille négative et le test de biais de taille positive.

8.2.1 Le test de biais de signe

Nous utilisons l'approche d'Engle et Ng (1993) pour tester l'asymétrie dans la volatilité. Ces tests nous permettront de justifier l'utilisation du modèle G.J.R (1993) au lieu du GARCH (1,1). Le test consiste à créer une variable muette s_{t-1}^- qui prend la valeur 1 si $\hat{u}_{t-1} < 0$ sinon zéro. Nous définissons \hat{u}_{t-1} étant le terme erreur standardisée estimée de la journée précédente pour notre modèle GARCH(1,1). La validité du test dépendra de la signification du terme ϕ_1 . Le test est défini comme suit :

$$\hat{u}_t^2 = \phi_0 + \phi_1 s_{t-1}^- + \eta_t$$

Nous supposons que les η_t sont identiquement et indépendamment distribuées pour pouvoir utiliser la méthode des moindres carrés ordinaires (M.C.O). Si les chocs positifs ou négatifs de \hat{u}_{t-1} impactent différemment la variance conditionnelle du modèle GARCH(1,1), alors le coefficient ϕ_1 doit être statistiquement significatif. L'estimation de la régression est obtenue par la méthode des M.C.O. Nous obtenons (voir tableau 9) un coefficient ϕ_1 non significatif de -0,09385 avec une valeur du test de Student de -0,4211 pour le portefeuille équilibré. Le résultat est significatif pour le portefeuille pondéré avec un coefficient de 0,1899 et une valeur du test de Student de 4,2293. Ce résultat peut être interprété ainsi, en cas d'un choc négatif la veille, la volatilité conditionnelle a tendance à augmenter. Nous pouvons conclure, donc, que

l'asymétrie de la volatilité est plus prononcée dans le portefeuille pondéré vu la taille de la capitalisation boursière et leur influence sur le marché boursier.

8.2.2 Le test de biais de taille négative

La deuxième approche d'Engle et Ng (1993) est de vérifier si les rendements excédentaires négatifs en période t-1 ont un effet sur l'amplitude de la volatilité future. Nous nous attendons à trouver une volatilité plus élevée en cas de chocs négatifs que positifs, donc un effet de levier plus important. Le test de biais de taille négative est défini comme suit :

$$\hat{u}_t^2 = \phi_0 + \phi_1 s_{t-1}^- u_{t-1} + \eta_t$$

Dans ce test, la variable muette s_{t-1}^- devient une variable muette de la pente. Le biais de la taille négatif sera présent si ϕ_1 est significatif. Ce test permet de vérifier si les larges chocs négatifs sont corrélés avec de larges biais dans la volatilité future. Nous obtenons (voir tableau 10) un coefficient non significatif pour le portefeuille équipondéré avec une valeur pour ϕ_1 de -0,0261 et une valeur du test de Student de -0,1413. Ce coefficient est significatif pour le portefeuille pondéré avec une valeur de la pente ϕ_1 de -0,1475 et une valeur du test de Student de -4,2594. Ce résultat indique pour le portefeuille pondéré, chaque rendement excédentaire négatif en t-1, il est suivi par une augmentation de la volatilité la période suivante.

8.2.3 Le test de biais de taille positive

La troisième approche d'Engle et Ng (1993) est de vérifier si les rendements excédentaires positifs en période t-1 sont corrélés avec de larges volatilités futures. Le test de biais de taille positive est défini comme suit:

$$\hat{u}_t^2 = \phi_0 + \phi_1 s_{t-1}^+ u_{t-1} + \eta_t$$

Dans cette régression la variable muette s_{t-1}^+ prend la valeur 1 lorsque $\hat{u}_{t-1} > 0$, sinon zéro. Nous obtenons (voir tableau 11) dans ce cas un coefficient ϕ_1 significatif pour le portefeuille pondéré avec une valeur de -0,1306 et valeur du test de Student de -3,1593. Ce résultat ne se confirme pas pour le portefeuille équipondéré avec une valeur de la pente ϕ_1 de -0,1161, mais non significative puisque la valeur du test de Student est de -0,6468.

Ce résultat montre que l'effet d'un choc négatif a une amplitude plus élevée sur la volatilité future qu'un choc positif. Le test de biais de taille négatif nous donne un coefficient négatif, ceci implique lors d'un choc négatif en période $t-1$, nous obtenons une augmentation de la variance conditionnelle future. Alors que le coefficient est négatif pour le test de biais de taille positive, ceci implique qu'un choc positif en période $t-1$ va diminuer la variance conditionnelle future.

Finalement, Engle et Ng(1993) proposent un test joint pour le signe et la taille du biais de la volatilité. Ce test peut s'écrire comme suit:

$$\hat{u}_t^2 = \phi_0 + \phi_1 s_{t-1}^- + \phi_2 s_{t-1}^- u_{t-1} + \phi_3 s_{t-1}^+ u_{t-1} + \eta_t$$

Où le coefficient ϕ_1 indique le biais de signe, donc les chocs positifs et négatifs auront un impact différent sur la volatilité future, et les coefficients ϕ_2 et ϕ_3 indiquent la présence de biais dans la taille. La statistique de ce test joint est calculée par $T.R^2$ qui suit asymptotiquement un $\chi^2(3)$ sous l'hypothèse nulle de non-asymétrie de la volatilité. Nous obtenons (voir tableau 12) pour notre portefeuille pondéré une valeur $T.R^2$ de 22,6007 qui est plus grande que la valeur critique du $\chi^2(3)$ qui est de 12,84 avec un seuil de signification de 99,5 %. Par conséquent, nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle en faveur de l'existence d'asymétrie dans la volatilité pour le biais de signe et de taille. Pour le portefeuille équipondéré, nous obtenons une valeur de $T.R^2$ de 1,5173 inférieur à la valeur critique de $\chi^2(3)$. Par conséquent, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle de l'absence d'asymétrie dans la volatilité.

8.3 Le test de normalité des termes erreurs

La normalité des termes erreurs est une condition exigée pour utiliser la fonction du maximum de vraisemblance pour notre estimation du modèle. Or, dans notre modèle les termes erreurs obtenues et même les erreurs standardisées, définies par : $\hat{v}_t = \hat{u}_t / \hat{\sigma}_t$ ont une valeur-p de zéro pour le test de Jarque –Bera (voir figures 3 et 4 dans l'annexe). Donc nous rejetons l'hypothèse nulle de la normalité des termes erreurs.

Nous pouvons remédier à ce problème et avoir des paramètres estimés consistants, si nos équations de la moyenne et de la variance sont bien spécifiées. Dans le contexte de la non-normalité des termes erreurs, nous utilisons l'approche Bollerslev et Wooldridge (1992) (connu sous le nom de quasi-maximum de vraisemblance), car l'estimation usuelle des termes erreurs

est inappropriée. Ce qui nous donne une matrice de variance-covariance différente et robuste en cas de non-normalité.

8.4 L'effet de l'incertitude électorale sur les rendements moyens

Dans notre modèle d'étude des rendements moyens journaliers et de la variance conditionnelle, nous suivons le modèle de Li et Bron (2006). Ces derniers trouvent que l'utilisation des variables muettes de l'incertitude électorale s'avère non significative pour expliquer la variance conditionnelle. Nous pensons le fait que Li et Bron (2006) utilisent ces mêmes variables muettes dans l'équation de la moyenne et de la variance conditionnelle. Cela fait estomper leurs effets sur la variance conditionnelle. Par conséquent, nous ne suivons pas la même procédure, qu'eux, dans l'estimation de la variance conditionnelle.

Notre modèle de variance conditionnelle est un GARCH (1,1). Ce modèle est le plus utilisé dans la littérature académique et il permet de capturer le regroupement dans la volatilité des séries temporelles financières. Nous ajoutons la méthodologie G.J.R (1993) dans notre modèle GARCH(1,1) pour capturer l'asymétrie de la volatilité dans notre série temporelle des rendements journaliers de l'indice CFMRC. Brooks (2104) indique qu'il est très usuel d'utiliser la version la plus simple: GARCH(1,1), puisqu'il est suffisant pour capturer le regroupement dans la volatilité. Ce modèle permet d'exprimer la variance conditionnelle courante en fonction du terme erreur au carré et la variance conditionnelle de la période précédente. De plus, le modèle GARCH(1,1) peut s'exprimer sous la forme d'un nombre infini de résidus aux carrés précédents qui influencent la variance conditionnelle courante.

Dans notre régression, nous utilisons la méthode d'optimisation de Gradient et Hessian qui permettent de déterminer la première et la deuxième dérivée de la fonction log maximum de vraisemblance. Nous devons respecter les conditions de non-négativité des coefficients pour que notre modèle de variance conditionnelle soit valide et existe, puisqu'une variance ne peut pas avoir une valeur négative. Soient $b_0 > 0$, $g_1 > 0$, $b_1 \geq 0$ et $g_1 + g_2 \geq 0$ ce qui est vérifié dans nos deux modèles. De même pour la stationnarité de notre variance conditionnelle, nous devons respecter la condition $b_1 + g_1 + g_2/2 < 1$, afin que nos résultats soient valides. Ce qui est vérifié, aussi, dans nos deux modèles.

8.4.1 Effet de l'incertitude électorale sur les rendements moyens du portefeuille pondéré

Le tableau 13 décrit les résultats obtenus de nos deux modèles avec et sans l'effet d'élection avec le portefeuille pondéré. L'analyse des résultats pour le G.J.R sans effet et avec effet d'élection pour les équations de la moyenne et de la variance nous permet de vérifier que toutes les variables explicatives sont statistiquement significatives sauf pour le taux d'intérêt réel.

La constante α_0 est positive. Elle représente la prime de risque systématique de notre portefeuille du marché pondéré. Le coefficient α_1 est positif et statistiquement significatif. Il représente la corrélation d'un jour de nos rendements. Le coefficient α_2 avec une valeur de 0,001043, indique qu'en période électorale les rendements journaliers ont tendance à augmenter. Le coefficient α_3 a une valeur de -0,001873 avec un signe négatif, ceci implique qu'en période d'incertitude électorale, quand les sondages ne permettent pas de distinguer le parti favori à l'élection, les rendements ont tendance à diminuer.

Dans les deux modèles, le coefficient g_2 de l'asymétrie dans la volatilité est significatif et de signe positif. Il représente un effet de levier positif de 0,07745 pour le modèle sans effet d'élection et de 0,07819 pour le modèle avec effet d'élection. Ceci justifie l'utilisation de notre modèle GJR au lieu du GARCH(1,1) en raison de l'effet de levier des chocs négatifs sur le rendement journalier de nos portefeuilles. Ceci peut créer une volatilité asymétrique et un regroupement dans la volatilité suivante. Nous pouvons donc conclure qu'en période d'incertitude électorale les rendements journaliers ont tendance à baisser et la volatilité augmente d'une façon asymétrique.

Nous utilisons le test du ratio maximum de vraisemblance pour comparer le modèle sans effet électoral et avec effet électoral, et de vérifier la pertinence de ce dernier.

Le test du ratio maximum de vraisemblance LR consiste à tester la restriction que α_2 et α_3 sont égales à zéro, ce que signifie que l'effet électoral et l'incertitude électorale sont non significatifs pour notre modèle. Nous estimons la vraisemblance avec restriction sous condition que $R\theta = q$ est vrai, nous calculons aussi la vraisemblance sans la restriction. La valeur obtenue du ratio maximum de vraisemblance LR est comparé à la valeur critique du test qui est donnée

par une χ^2 avec m degrés de liberté qui correspond aux nombres de restrictions (m=2). Nous définissons, ainsi, le ratio de vraisemblance comme suit :

$$\lambda = \frac{L_r}{L_u}$$

L_r est la valeur de la fonction log maximum de vraisemblance obtenue avec la restriction.

L_u est la valeur de la fonction log maximum de vraisemblance obtenue sans la restriction.

La statistique est donnée par : $LR = -2 \ln \lambda = -2 (L_r - L_u) \sim \chi^2(m)$

Sous l'hypothèse : $H_0 : R\theta = q$ contre $H_1 : R\theta \neq q$

Avec R est une matrice constante de $J \times K$, θ est le vecteur de K paramètres et q est un vecteur constant de $j \times 1$ avec J égal au nombre des contraintes.

Dans notre cas : $(1 \ 1) \begin{pmatrix} \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}$

Avec un intervalle de confiance de 95 %, la valeur critique du $\chi^2(2)$ est de 5,99. La valeur trouvée pour notre test est de 8,26, ce qui dépasse le seuil critique. Nous rejetons l'hypothèse nulle que α_2 et α_3 sont égales à zéro. L'utilisation de l'effet de l'incertitude électorale est justifiée dans notre modèle et il a un pouvoir explicatif.

8.4.2 Effet de l'incertitude électorale sur les rendements moyens du portefeuille équi pondéré

Le tableau 14 présente les résultats obtenus pour notre modèle des rendements du portefeuille équi pondéré avec et sans l'effet d'élection. Les résultats ressemblent au modèle du portefeuille pondéré. Notre prime de risque systématique α_0 a augmenté avec ce modèle. La corrélation d'un jour entre les rendements journaliers a augmenté avec le coefficient α_1 . Par contre, la variable explicative effet de la période électorale α_2 devient statistiquement non significative. Donc, nous pouvons conclure que la période électorale affecte plutôt les grosses capitalisations que les petites capitalisations, puisque leurs risques spécifiques sont liés à l'avenir politique du pays. Par contre, l'effet de l'incertitude électorale persiste même avec les petites capitalisations, puisque le coefficient α_3 a une valeur statistiquement significative de

-0,00109. Nous concluons que l'incertitude électorale diminue les rendements moyens des deux portefeuilles du marché boursier.

Pour l'équation de la variance conditionnelle, tous les coefficients sont significatifs. Dans ce modèle le taux d'intérêt réel devient statistiquement significatif avec un signe négatif dans les deux modèles et une valeur trop faible. Nous concluons que lorsque le taux d'intérêt augmente nous anticipons une baisse de l'inflation dans l'avenir, ce qui freine la croissance économique et il fait diminuer la volatilité conditionnelle. Le coefficient g_2 a une valeur de 0,08084 pour le modèle avec l'effet d'élection. L'asymétrie dans la volatilité est significative. Ce résultat est supérieur à celui trouvé pour le portefeuille pondéré. Nous pouvons déduire que l'effet des chocs négatifs sur la volatilité est plus prononcé sur les petites capitalisations que les grandes capitalisations.

Le ratio du maximum de vraisemblance permettra de valider la robustesse de notre modèle GJR avec l'incertitude électorale. La valeur du test nous donne une valeur de 3,5 alors qu'avec un intervalle de confiance de 90 % la valeur critique due χ^2 (2) est de 4,61. Nous ne pouvons pas valider la robustesse de notre modèle pour mieux expliquer la variance conditionnelle des termes erreurs dans le cadre du portefeuille équipondéré. Ces résultats sont de concert avec les résultats de Li et Born (2006), mais dans un contexte américain. Les petites capitalisations ne sont pas affectées par les agrégats politiques autant que les grandes capitalisations. Par contre, nous avons pu démontrer que la variance conditionnelle des rendements est sensible au taux d'intérêt réel avec un signe négatif. Une augmentation du taux d'intérêt réel (ou augmentation de l'inflation) engendrerait une baisse dans la volatilité.

Les résultats obtenus dans cette section nous permettent de répondre à notre première hypothèse : le changement dans l'anticipation électorale a une influence sur les rendements moyens boursiers au Canada. Nous constatons que l'incertitude électorale fait diminuer le rendement moyen boursier canadien pour les petites capitalisations et les grandes capitalisations. La robustesse de nos résultats est vérifiée pour le portefeuille pondéré, par contre non confirmé pour le portefeuille équipondéré.

Nous remarquons que les résultats obtenus pour le portefeuille pondéré et équipondéré sont différents en raison de la taille de la capitalisation des firmes qui constituent les marchés

boursiers canadiens. L'effet de l'incertitude n'est pas pareil pour toutes les entreprises. Les petites entreprises prennent plus de risque, elles présentent un potentiel de volatilité excédentaire élevée. En effet, Pae et Sabbaghi (2015) montrent que le portefeuille marché équipondé a un rendement plus élevé et plus volatil que le portefeuille marché pondéré. Ce résultat tient aussi en considérant un marché financier efficient où le Modèle d'Évaluation des Actifs Financiers est validé. Les petites capitalisations ont une prime de risque plus élevée que les grandes capitalisations. Ils concluent que le portefeuille équipondé a un risque systématique plus élevé que le portefeuille pondéré en marché efficient en raison de leur structure du capital et du bouclier fiscal. Malladi et Fabozzi (2016) affirment que le portefeuille équipondé génère plus de rendement qu'un portefeuille pondéré. Ils démontrent que les petites capitalisations performant mieux que les grandes capitalisations. Ils décomposent le rendement du portefeuille équipondé en proportion de 15 % du rendement pour effet de taille, les petites capitalisations sont plus performantes que les grandes capitalisations, et une proportion de 85 % du rendement pour rééquilibrage du portefeuille, dû au changement de taille de la capitalisation boursière. Ils montrent aussi que le portefeuille équipondé en générant un rendement excédentaire, il génère aussi un risque excédentaire. Ils concluent que malgré le coût du chiffre d'affaires élevé pour le portefeuille équipondé, il génère un bénéfice plus élevé que le coût du chiffre d'affaires excédentaires. Nous concluons que le portefeuille équipondé est susceptible de générer plus de rendement, mais génère aussi un risque excédentaire et, ainsi, un portefeuille plus volatil.

8.5 L'effet de l'incertitude électorale sur la volatilité conditionnelle

Cette section présente l'effet de l'incertitude électorale sur la volatilité conditionnelle de nos deux portefeuilles du marché boursier. Afin de tester cet effet, nous ajoutons nos variables de l'incertitude électorale et de la période électorale dans l'équation de la variance conditionnelle au lieu de l'équation du rendement moyen. Nos deux nouvelles équations s'inscrivent comme suit :

Équation du rendement moyen :

$$Rd_t = \alpha_0 + \alpha_1(Rd_{t-1}) + \eta_t$$

Équation de la variance conditionnelle :

$$h_t = b_0 + b_1 (h_{t-1}) + b_2 r_{ft} + b_3 (M_{1,t}) + b_4 (M_{2,t}) + g_1 (\eta_{t-1}) + g_2 (\eta_{t-1}) I_t \quad (\text{modèle 2})$$

Avec $I_t = 1$ si $\eta_t < 0$ et zéro sinon. η_t est le rendement excédentaire.

Le tableau 15 regroupe les résultats obtenus de la nouvelle régression de la variance conditionnelle du portefeuille pondéré et celui équipondéré. Les résultats obtenus pour le portefeuille du marché pondéré montrent que seule la variable muette de l'effet électoral b_3 a un effet positif et statistiquement significatif sur la variance conditionnelle. Malgré que la valeur obtenue soit faible $1,08 \cdot 10^{-6}$, elle nous permet de déduire que la période électorale augmente la volatilité conditionnelle pour notre portefeuille pondéré. Le coefficient de l'incertitude électorale b_4 est non significatif pour notre modèle. Le coefficient de l'asymétrie de la volatilité g_2 est significatif et de signe positif avec une valeur de 0,07945. La volatilité dans notre portefeuille est asymétrique, c'est-à-dire un choc négatif la veille va amplifier la volatilité conditionnelle la période suivante. Le test du ratio maximum de vraisemblance LR obtenue est de 7,32 qui est significatif au seuil de 95 % (valeur $\chi^2[2] = 5,99$). Nous pouvons conclure que les deux variables muettes ont des coefficients significativement différents de zéro.

Les résultats du portefeuille équipondéré donnent un résultat opposé. Le coefficient de l'effet électoral b_3 obtenu est de $-7,14 \cdot 10^{-6}$. Il est significatif, mais avec un signe négatif. Nous concluons que la période électorale a l'effet de diminuer légèrement la volatilité du portefeuille équipondéré. Le coefficient de l'incertitude électorale b_4 est de $-1,85 \cdot 10^{-5}$. Il devient significatif avec un signe négatif. Malgré que les deux coefficients soient d'une valeur faible, la période et l'incertitude électorales font baisser la volatilité du portefeuille équipondéré. Le coefficient de l'asymétrie de la volatilité g_2 est de 0,04925. Il est statistiquement significatif, mais d'une valeur plus faible que pour le portefeuille pondéré. Le test du ratio maximum de vraisemblance LR obtenue est de 4,52 qui est significatif au seuil de 50 % seulement (valeur $\chi^2[2] = 1,39$). Les deux variables muettes ajoutées dans l'équation de la variance conditionnelle, ils n'ont pas permis d'améliorer le pouvoir explicatif du modèle.

Nous concluons que la période électorale et l'incertitude électorale peuvent expliquer en partie la variance conditionnelle et, ainsi, la volatilité dans la période électorale. Nos résultats prouvent que seulement l'effet période électorale est significatif pour le portefeuille pondéré et l'ajout de cet effet a permis d'améliorer le pouvoir explicatif du modèle. Les variables de la

période électorale et de l'incertitude électorale sont significatives pour le portefeuille équilibré, malgré qu'il n'améliore pas, pour autant, le pouvoir explicatif du modèle.

Les résultats obtenus dans cette section nous permettent de répondre à notre deuxième hypothèse : en période électorale, l'incertitude électorale augmente la volatilité du rendement boursier. Cette hypothèse est vérifiée partiellement pour le portefeuille pondéré, seule la période électorale a un effet statistiquement significatif et elle augmente la volatilité des rendements. L'effet de l'incertitude électorale n'est pas statistiquement significatif sur la volatilité des rendements. Nous trouvons, aussi, que la volatilité est asymétrique, c'est-à-dire une baisse dans les rendements fait augmenter la volatilité d'une façon asymétrique. Cette hypothèse n'est pas vérifiée pour portefeuille équilibré, du fait que l'incertitude électorale et la période électorale ont des effets statistiquement significatifs, mais elles font baisser la volatilité des rendements. L'asymétrie de la volatilité est vérifiée aussi pour ce portefeuille.

8.6 L'effet des partis politiques sur le marché boursier canadien

Dans cette partie, nous analysons l'effet des partis politiques sur le rendement des marchés financiers canadiens en période électorale. Dans la partie précédente, nous avons pu montrer que l'incertitude électorale a un effet sur le rendement et la volatilité des marchés financiers au Canada. Nous allons créer une multitude de variables muettes pour cerner l'effet des partis politiques libéraux et conservateurs sur le marché boursier canadien en période électorale. Nous suivons la démarche de Li et Born (2006) pour construire nos variables. Ils ont étudié l'effet des partis politiques sur le marché boursier dans un contexte américain.

Dans la construction de nos variables muettes, nous allons utiliser comme référence notre mesure de l'incertitude électorale des libéraux $U_{n,t}$. Les variables ainsi obtenues vont couvrir les effets de l'anticipation de la perte des libéraux, de l'élection des libéraux, de l'élection des conservateurs et de l'incertitude du gagnant à l'élection sur le marché boursier canadien. Nos variables sont construites comme suit :

Soit $\beta_{1,t}$ est égal à 1 si $-2 < U_{n,t} < 2$, sinon zéro, pour capturer l'incertitude sur la réélection des libéraux.

$\beta_{2,t}$ est égale à 1 si $U_{n,t} > 2$, sinon zéro, pour capturer l'effet sur les rendements boursiers quand les libéraux dominent la course vers la victoire.

$\beta_{3,t}$ est égale à 1 si $U_{n,t} < -2$, sinon zéro, pour capturer l'effet sur les rendements boursiers lorsque les conservateurs dominent la course vers la victoire.

$B_{4,t}$ est égale à 1 si $U_{n,t} < -2$ et $U_{n,t} > 2$, sinon zéro, pour capturer l'effet sur les rendements boursiers lorsqu'un des partis politiques domine la course vers la victoire.

Le tableau 16 résume les résultats obtenus en substituant la variable muette de l'incertitude électorale par les nouvelles variables muettes créées dans l'équation de la moyenne et de la variance. Selon les résultats obtenus, nous pouvons déduire que le rendement de notre portefeuille pondéré est sensible aux élections fédérales. Nous obtenons une sensibilité négative si les libéraux sont défavorisés lors de la période électorale. Par contre, cette sensibilité est faiblement significative pour la variance conditionnelle. Nous pouvons conclure aussi que le marché est totalement insensible au facteur politique lorsque les conservateurs mènent la course électorale.

Dans le cadre du portefeuille équi pondéré, nous n'avons trouvé aucune variable muette significative dans l'équation de la moyenne. Ceci permet de déduire que le rendement moyen des petites capitalisations est insensible aux élections en période électorale. Donc nous concluons que le facteur politique est insignifiant comme variable exogène pour expliquer les rendements moyens des petites capitalisations au Canada. Par contre, contrairement au portefeuille pondéré, nous avons trouvé que nos variables muettes sont fortement significatives comme variables exogènes dans l'équation de la variance conditionnelle. La volatilité des titres est expliquée, entre autres, par la variable parti politique, en période électorale. L'effet sur la volatilité est négatif si les libéraux mènent les sondages et il est positif si les conservateurs mènent les sondages.

Nous concluons qu'en période électorale, si les libéraux sont susceptibles de perdre les élections, le rendement moyen des grandes capitalisations baisse. Alors que la variance conditionnelle du rendement boursier des petites capitalisations augmente lorsque les conservateurs sont favorisés et elle diminue lorsque les libéraux sont favorisés.

8.7 L'effet de la campagne électorale américaine de 2016 sur les marchés boursiers canadiens

Dans cette sous-section nous étudions l'effet de l'incertitude électorale américaine de 2016 sur le marché boursier canadien. La venue d'un candidat populiste, Donald Trump, au pouvoir des États-Unis peut changer les politiques économiques internes et externes des États-Unis. Sachant que les États-Unis sont un voisin et un partenaire commercial important du Canada, nous pensons que ces élections peuvent avoir un effet sur le marché boursier canadien. De plus, notre analyse est motivée par l'interdépendance entre les deux économies américaine et canadienne. En effet, Castillo et Acosta (2008) montrent que les PIB nord-américains sont hautement synchronisés en raison du NAFTA (Accord de libre-échange nord-américain). En plus, les trois économies partagent les mêmes tendances et cycles économiques. Luitel et al. (2018) étudient l'interdépendance économique entre le Canada et les États-Unis par la méthode de l'analyse de la co-intégration des séries temporelles. Ils trouvent que les PIB, les indicateurs des politiques monétaires et fiscales, sont intégrés entre les deux pays.

L'élection présidentielle américaine de 2016 était un long processus qui débutait le 1^{er} février 2016 jusqu'à la date de l'élection le 8 novembre 2016. Nous considérons, pour fin d'étude, que la période électorale commença le 18 juillet 2016 la journée de la convention nationale américaine, où les candidats à la présidentielle sont désignés. Nous utilisons les sondages électoraux de Reuters/Ipsos avec 20 sondages¹⁷ effectués pour la période considérée. Nous choisissons ce sondeur puisqu'il est largement diffusé dans les médias américains et il a un nombre élevé de sondages par rapport aux autres. Le résultat du sondage est considéré une journée ouvrable après son accomplissement. Les sondages sont principalement distribués entre les républicains représentés par Donald Trump et les démocrates représentés par Hillary Clinton. Nous obtenons, ainsi, 15 sondages présentant de l'incertitude électorale selon le critère retenu pour notre étude. Afin de vérifier l'effet de l'élection américaine de 2016 sur le rendement et la volatilité des marchés boursiers canadiens pour le portefeuille pondéré et celui équipondéré, nous utilisons la même méthodologie de Li et Born (2006) avec l'approche GJR (1993) pour notre modèle économétrique. Les données des rendements boursiers canadiens couvrent la période du 4 janvier 2016 au 31 décembre 2019. Nous définissons une variable

¹⁷ Source : www.realclearpolitics.com

muette de l'effet de la période électorale $N_{1,t}$ et une variable muette de l'incertitude électorale $N_{2,t}$.

Le tableau 17 présente les résultats de l'effet de l'élection présidentielle américaine de 2016 sur les rendements moyens boursiers au Canada. Nous n'avons trouvé aucun effet significatif de la période électorale américaine en 2016, ni un effet de l'incertitude électorale sur les rendements moyens boursiers au Canada pour le portefeuille pondéré et celui équipondéré. Nous pouvons conclure que l'arrivée de Donald Trump au pouvoir et l'incertitude au tour de son élection n'ont pas affecté les marchés boursiers au Canada.

Le tableau 18 présente les résultats de l'effet de l'élection présidentielle américaine de 2016 sur la volatilité des marchés boursiers au Canada. La variance conditionnelle du portefeuille pondéré est affectée par l'incertitude électorale américaine. Ainsi, nous obtenons un coefficient b_4 significatif avec une valeur faible de $4,01 \cdot 10^{-6}$. Par contre, nous ne trouvons aucun effet significatif de la période électorale sur la volatilité du portefeuille pondéré. Dans le cadre du portefeuille équipondéré, le coefficient b_3 de l'effet de la période électorale est significatif avec une valeur $-3,62 \cdot 10^{-6}$. Le coefficient b_4 de l'effet de l'incertitude électorale est significatif avec une valeur de $8,60 \cdot 10^{-6}$, il est le double de celui trouvé pour le portefeuille pondéré. Nous concluons que la période électorale américaine de 2016 a un effet négatif sur la volatilité du portefeuille équipondéré canadien. Et l'incertitude électorale américaine augmente la volatilité du portefeuille équipondéré plus que pour le portefeuille pondéré. Les élections américaines affectent plus la volatilité des petites capitalisations canadiennes que celle des grandes capitalisations.

Chrétien et Coggins (2009) estiment que les marchés financiers canadiens performant mieux sous les démocrates que sous les républicains, et à la fin du cycle électoral présidentiel qu'à son début. Nous n'avons pas pu confirmer cette relation sur les rendements boursiers canadiens pour l'élection américaine de 2016. D'autant plus que la course était serrée entre les deux partis. Par contre, ces élections semblent affecter la volatilité des marchés boursiers canadiens et surtout le portefeuille équipondéré. Ce résultat confirme la co-intégration des deux économies et l'importance de l'avenir politique américaine dans les marchés boursiers internationaux. En effet, l'arrivée d'un président populiste au pouvoir des États-Unis avec un programme électoral qui reflète un changement dans les politiques économiques, et ainsi un changement dans la distribution des rendements entre les investisseurs américains et étrangers.

Ceci engendre une instabilité du marché américain et de ses politiques et la division de la population entre deux politiques différentes, d'où l'incertitude électorale. Ainsi, Donald Trump va créer un risque économique pour le Canada. Donc, les entreprises canadiennes ont eu peur de la réalisation de ces plans. Par conséquent, il y a eu une augmentation dans la volatilité.

8.8 L'effet du référendum du Brexit sur les marchés boursiers canadiens

Le mot Brexit désigne la sortie de la Grande-Bretagne de l'Union européenne comme membre, et ce depuis 1973. L'annonce du référendum était faite le 20 février 2016 par le premier ministre britannique David Cameron. Un référendum était fait initialement le 23 juin 2016 en faveur de la sortie de l'Union européenne avec 51,9 %¹⁸ des voix. Par la suite, la sortie officielle était entamée seulement le 31 janvier 2020 avec une période de transition de 11 mois. Cette période du 23 juin 2016 au 31 janvier 2020 était caractérisée par plusieurs incertitudes qui ont mené à la démission du gouvernement de Thérèse May. La date de la sortie de l'Union européenne était prévue initialement pour le 29 mars 2019 et cette date était repoussée trois fois, car l'accord avec l'Union européenne était rejeté à chaque fois par le parlement britannique. Mais cette incertitude se dissipe par les élections anticipées et l'arrivée au pouvoir des conservateurs du premier ministre Boris Johnson en date du 12 décembre 2019. Il fixe la date de la sortie de l'Union européenne. Dans notre étude nous allons vérifier l'impact du référendum du Brexit sur la volatilité et le rendement moyen des marchés boursiers canadiens. La période de l'étude porte du 20 février 2016, la date de l'annonce du référendum jusqu'à 31 décembre 2019. La période d'incertitude est jusqu'au 23 janvier 2016, la date du référendum. Nous allons utiliser les sondages faites dans cette période pour quantifier l'incertitude au tour des résultats du Brexit.

Notre travail est motivé par la relation entre les places financières de Londres et les marchés financiers canadiens. Les deux pays sont membres du G7, plusieurs études montrent que ses pays ont des cycles économiques synchronisés. Menezes et Dionision (2011) analysent la globalisation des marchés boursiers sur la base de l'intégration des marchés des pays du G7. Ils expliquent que l'intégration des marchés implique qu'un choc dans un marché est transmis linéairement vers l'autre marché. Leurs résultats confirment la co-intégration des marchés

¹⁸ Source : www.touteurope.eu

boursiers du G7. Le marché de la Grande-Bretagne se distingue par son attractivité dans la région européenne. Il est aussi affecté par le marché nord-américain. L'année 2016 était marquée par la dépréciation de la livre sterling après une chute de l'indice FTSE (Financial Times Stock-Exchanges) lors de la période du référendum. Mais il a connu un rebond vers la fin de l'année. Nous nous attendons à avoir un effet du référendum sur les marchés boursiers au Canada, vu que la Grande-Bretagne est un partenaire commercial pour le Canada. Londres représente une grande place financière pour le monde entre autres le taux interbancaire offert à Londres (Libor).

Notre période préréférendum comprend 23 sondages¹⁹. La majorité des sondages montraient une incertitude sur le résultat escompté, seulement trois sondages ne présentaient pas d'incertitudes. Nous allons utiliser la même approche utilisée précédemment avec le modèle GARCH(1,1) modifié selon GJR (1993) avec une variable muette $B_{1,t}$ ²⁰ de l'incertitude sur le résultat du référendum.

Le tableau 19 présente le résultat de l'effet de l'incertitude du référendum du Brexit sur le rendement moyen des marchés boursiers canadiens selon le modèle GJR (1993). Nous trouvons un effet positif et significatif de l'incertitude du résultat du référendum Brexit sur le rendement du portefeuille canadien pondéré et celui équipondéré. Le coefficient α_3 obtenu pour le portefeuille pondéré est de 0,00154 et pour le portefeuille équipondéré est de 0,00148. L'incertitude sur le résultat du Brexit fait augmenter sensiblement le rendement de nos portefeuilles canadiens. Ce résultat peut se justifier par la dépréciation de la Livre sterling dans l'année du Brexit. Cela a permis l'augmentation du profit des compagnies étrangères cotées à la bourse de Londres. De notre côté, nous pensons que la Grande-Bretagne va chercher de nouvelle coopération avec d'autres pays, de nouveaux capitaux et elle va être ouverte en termes de réglementation. Nous concluons, ainsi, des résultats obtenus que le marché canadien voit le Brexit comme une opportunité pour conclure davantage d'accords commerciaux avec la Grande-Bretagne.

¹⁹ Sondeur YouGov bénéficie d'une large diffusion dans les médias britanniques. Site internet : www.yougov.co.uk

²⁰ La variable muette $B_{1,t}$ prend la valeur 1 en période d'incertitude dans le résultat du Brexit, sinon zéro.

Le tableau 20 présente le résultat de l'effet de l'incertitude du référendum du Brexit sur la volatilité des rendements des marchés boursiers canadiens selon le modèle GJR (1993). Nous trouvons que l'incertitude sur le résultat du référendum Brexit a un effet positif et significatif sur la volatilité des rendements du portefeuille marché pondéré et celui équipondéré. Le coefficient b_4 obtenu pour le portefeuille pondéré est de $2,67 \cdot 10^{-6}$ et pour le portefeuille équipondéré est de $7,79 \cdot 10^{-6}$. Nous remarquons que les coefficients estimés ont des valeurs faibles, mais celui du portefeuille équipondéré est trois fois plus élevé que celui du portefeuille pondéré. Ce résultat montre que les petites capitalisations sont plus exposées au risque et à la volatilité que les grandes capitalisations. Cette augmentation de la volatilité peut s'expliquer par l'incertitude du marché canadien quant au résultat du Brexit et par la réaction des investisseurs face à ses anticipations qui ont augmenté les rendements moyens boursiers canadiens.

8.9 Tests de robustesse : modèles alternatifs à la modélisation de la variance

8.9.1 GARCH-M modifié de GJR et E-GARCH

Dans cette section nous étudions différentes approches pour modéliser la variance conditionnelle de notre modèle d'étude. La première approche est celle du GARCH en moyenne (GARCH-M) suivant la méthodologie de GJR (1993) pour capturer l'asymétrie dans la volatilité. La deuxième approche est celle du modèle GARCH-M (1,1) de Bollerslev (1986). La troisième approche est celle du GARCH exponentiel (E-GARCH (1,1)) de Nelson (1991).

a) Modèle GARCH-M

Le modèle GARCH-in-mean permet d'utiliser la variance conditionnelle dans l'équation de la moyenne. Ceci permettra de déceler une relation directe entre le rendement et le risque du portefeuille. Lorsque le risque augmente, l'investisseur demandera une prime sur le rendement pour compenser le risque supplémentaire. Par contre, ce genre de modèle ne comprend pas l'asymétrie dans la volatilité dans l'équation de la variance conditionnelle. Pour pallier ce problème Glosten, et.al (1993) ont introduit leur variable muette dans l'équation de la variance pour capturer l'asymétrie dans la volatilité.

Notre équation du rendement moyen s'inscrit ainsi sous le modèle GARCH-M (1,1) :

$$Rd_t = \alpha_0 + \alpha_1 (Rd_{t-1}) + \alpha_2 (M_{1,t}) + \alpha_3 (M_{2,t}) + \alpha_4 (h_{t-1}) + \eta_t$$

Et l'équation de la variance elle s'exprime ainsi :

$$h_t = b_0 + b_1 (h_{t-1}) + b_2 (r_{ft}) + g_1 (\eta_{t-1}) + g_2 (\eta_{t-1}) I_t \quad (\text{modèle 3})$$

Le tableau 21 résume les résultats obtenus de la régression du modèle GARCH-M (1,1) modifié selon GJR (1993) pour capturer l'asymétrie dans la volatilité pour les deux portefeuilles marchés de notre étude. Nos résultats indiquent que la variance conditionnelle ne permet pas d'expliquer le rendement moyen, car le coefficient α_4 est non significatif dans le portefeuille pondéré et faiblement significatif dans le portefeuille équipondéré. Par contre, le coefficient de l'asymétrie dans la volatilité g_2 est toujours significatif pour les deux modèles.

Nous allons comparer l'approche GJR pour le modèle GARCH-M(1,1) avec le modèle classique qui est le suivant :

$$\text{Équation de la moyenne : } Rd_t = \alpha_0 + \alpha_1 (Rd_{t-1}) + \alpha_4 h_{t-1} + \eta_t$$

$$\text{Équation de la variance conditionnelle : } h_t = b_0 + b_1 (h_{t-1}) + g_1 \eta_{t-1} \quad (\text{modèle 4})$$

Le tableau 22 résume les résultats obtenus en régressant notre modèle GARCH-M (1,1) sans effet d'élection et sans effet d'asymétrie dans la volatilité pour les deux portefeuilles marchés de notre étude. Nous constatons que dans les deux portefeuilles le coefficient α_4 devient significatif et de signe positif. Dans ce cas, nous obtenons une relation entre le rendement moyen et le risque conditionnel du portefeuille. Cette relation disparaît lorsque nous introduisons l'incertitude électorale et l'effet de l'asymétrie dans la volatilité. Pourtant, le test du ratio maximum de vraisemblance permet de confirmer la robustesse du modèle GARCH-M modifié et les coefficients des variables ajoutées sont significativement différents de zéro. Nous obtenons une valeur du test LR de 96,16 pour le portefeuille pondéré et une valeur de 105,16 pour le portefeuille équipondéré pour une valeur critique 14,96 du χ^2 (4) avec un niveau de signification de 0,5 %.

Nous pouvons conclure qu'inclure la volatilité conditionnelle seulement pour expliquer le rendement moyen est insuffisant. Car le modèle ne prend pas en considération l'asymétrie dans la volatilité et l'effet de la variable politique dans notre cas.

b) Modèle EGARCH

Le modèle Exponential GARCH (EGARCH) était introduit par Nelson (1991). Il utilise la fonction Log pour éliminer la restriction de non-négativité des paramètres et il considère l'effet de l'asymétrie dans la volatilité comme dans le modèle GJR (1993). Le modèle général de l'EGARCH s'inscrit comme suit :

$$\text{EGARCH (1,1)} : \log(h_t) = \omega + b_2 r_{ft} + \alpha \left[\frac{|\eta_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \frac{2}{\pi} \right] + \gamma \frac{\eta_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + g_1 \log(\eta_{t-1}) \quad (\text{modèle 5})$$

Le tableau 23 présente les résultats obtenus de la régression du modèle EGARCH (1,1) pour les deux portefeuilles de notre étude en prenant en considération l'effet de l'incertitude électorale. Dans ce modèle, il n'y a aucune restriction de signe pour les paramètres (ω, γ et α). Nous obtenons dans les deux régressions un paramètre γ négatif et statistiquement significatif de -0,05752 pour le portefeuille pondéré et de -0,04821 pour le portefeuille équipondéré. Ce qui signifie une relation négative entre les rendements excédentaires moyens et la variance conditionnelle. Ainsi, un rendement excédentaire moyen négatif va augmenter la variance conditionnelle future. Par contre, nous ne trouvons pas un effet de levier dans les deux modèles, car la condition $\gamma < \alpha < -\gamma$ n'est pas vérifiée. Nous ne pouvons pas conclure que les rendements excédentaires moyens négatifs engendrent plus de volatilité. Le modèle EGARCH a permis de mettre en évidence l'existence de l'asymétrie dans la volatilité, mais il n'a pas permis de trouver l'effet de regroupement dans la volatilité.

8.9.2 Résultats des tests de diagnostic

Le tableau 24 résume les données économétriques obtenues de nos cinq modèles de variance conditionnelle telle que le skewness, kurtosis, fonction d'autocorrélation de premier ordre des termes d'erreur et le test de l'effet ARCH. Nous constatons que tous les modèles étudiés exhibent un skewness négatif, mais faible ce qui signifie que les termes d'erreur standardisés obtenus présentent toujours une distribution asymétrique. Les kurtosis obtenus restent à un niveau élevé entre 6,649 et 6,002 sachant qu'une distribution normale a un kurtosis de 3. La valeur du test Jarque-Berra confirme la non-normalité dans la distribution de nos termes d'erreur standardisés. Le test de l'effet ARCH montre que la plupart de nos modèles n'exhibent plus d'effet ARCH (autorégressif conditionnellement hétéroscédastique) dans les

termes d'erreur aux carrés, à un niveau de signification de 5 %. Ça veut dire que nos équations de la variance conditionnelle étaient bien spécifiées. Sauf pour le modèle EGARCH dont l'autocorrélation persiste toujours entre les termes d'erreur standardisés aux carrés. La fonction d'autocorrélation d'ordre un indique l'absence de l'autocorrélation entre les termes d'erreur standardisée à un niveau de signification de 5 %. Nous concluons que nos équations du rendement moyen ont été bien spécifiées, sauf pour le modèle GARCH-M où les variables muettes de l'incertitude électorale et l'effet de l'asymétrie de la volatilité ne sont pas pris en considération.

9. CONCLUSION

Notre papier s'intéresse à l'effet de l'incertitude électorale et des partis politiques sur les rendements moyens et la volatilité des marchés boursiers canadiens en période électorale. Nous procédons, d'abord, à l'analyse de l'effet de l'incertitude électorale sur les rendements et la volatilité du portefeuille pondéré et celui équipondéré, suivi d'une analyse de l'effet des partis politiques sur les marchés boursiers canadiens en période électorale. Notre travail se base sur le modèle généralisé autorégressif d'hétéroscédasticité conditionnelle et la méthodologie de GJR (1993) qui permettent de capturer l'asymétrie de la volatilité des rendements boursiers et d'enlever l'effet de la saisonnalité des rendements excédentaires. Nos données utilisent les rendements moyens journaliers de l'indice pondéré et celui équipondéré du CFRMC pour simuler le portefeuille du marché boursier canadien. Notre étude couvre 13 élections fédérales canadiennes pour la période de janvier 1975 à décembre 2019. Les sondages électoraux sont utilisés pour estimer les attentes du marché boursier sur les anticipations électorales. Nos résultats montrent que l'effet de l'incertitude électorale est différent selon la composition du portefeuille du marché. Nous trouvons une baisse de la variance conditionnelle du portefeuille équipondéré (petites capitalisations), mais il n'y a aucun effet sur son rendement moyen. Pour le portefeuille du pondéré (grandes capitalisations), l'incertitude électorale fait baisser son rendement, mais il n'y a aucun effet significatif sur sa volatilité. Aussi, nous obtenons une baisse du rendement du portefeuille pondéré si les libéraux sont défavorisés aux sondages électoraux, une baisse de la volatilité du portefeuille équipondéré si les libéraux mènent les sondages et une augmentation de la volatilité du portefeuille équipondéré si les conservateurs mènent les sondages électoraux. Nos résultats ne sont pas totalement en accord avec la littérature académique. Pastor et Veronesi (2012), par exemple, indiquent que les rendements baissent en

moyenne et la volatilité augmente dans les marchés boursiers après l'annonce d'un changement politique. La baisse du rendement est large si l'incertitude sur le changement est large. Selon Riley et Luksetich (1980) le marché n'aime pas l'incertitude, donc, les rendements sont négatifs avant les élections et augmentent après celles-ci sur le court terme. Nos résultats pensons que la divergence des résultats peut s'expliquer par la différence dans la composition de nos deux portefeuilles. D'ailleurs, selon Beaulieu et al. (2005), toutes les firmes ne sont pas exposées de la même façon au risque politique. Selon eux, c'est un risque spécifique qui dépend de la structure du capital (options de croissance) et du degré de la participation étrangère dans la firme. Cela implique que le risque politique peut être diversifié et la volatilité du rendement de la firme varie selon son exposition au risque politique.

Afin de vérifier la robustesse de nos résultats et de notre méthodologie, nous utilisons les modèles GARCH-M et EGARCH comme une alternative pour estimer la variance conditionnelle de nos rendements. Le modèle GARCH-M ne donne pas de résultat satisfaisant, puisque la variance conditionnelle ne peut pas expliquer les rendements boursiers en présence d'incertitude électorale. Le modèle EGARCH confirme la présence d'une asymétrie dans la volatilité des chocs négatifs. Il ne peut pas montrer, par contre, l'existence de regroupement dans les volatilités. Ainsi, nous concluons que notre modèle est le mieux adapté à la modélisation de l'effet de l'incertitude électorale sur la volatilité et les rendements moyens des marchés boursiers canadiens.

Notre travail contribue à enrichir la littérature actuelle pour mieux comprendre la relation entre l'incertitude électorale et les marchés boursiers au Canada. Nous affirmons que le risque de l'incertitude électorale peut être diversifié et nous savons que la volatilité du rendement de la firme varie selon de son exposition au risque électoral (Taille de la capitalisation). Dans la pratique, ces résultats peuvent aider les investisseurs et les banques. Notre contribution peut aider aussi les hommes politiques à ajuster leurs discours électoraux. En effet, en période électorale, les partis politiques mettent tout en œuvre pour convaincre l'électeur qu'ils sont le meilleur choix pour lui. Ils transmettent, ainsi, un message pour les investisseurs. Toutes ces informations peuvent influencer les anticipations électorales et ainsi se refléter sur les prix des marchés boursiers. Les politiciens peuvent, donc, cibler leurs discours pour rassurer les investisseurs, vu que les grandes capitalisations sont les plus affectées par l'incertitude électorale.

Pastor et Veronesi (2012) affirment que l'effet de l'incertitude politique sur les rendements est plus large en période de récession. Notre travail manque, donc, une étude de l'effet de l'incertitude électorale en périodes de récessions économiques.

Nous nous sommes limités aux marchés boursiers canadiens dans notre travail. Cette limitation peut ouvrir la porte aux futures recherches sur l'effet de l'incertitude électorale sur les marchés financiers au Canada.

Tableaux

Tableau 1 — Résumé des données statistiques journalières pour la période de janvier 1975 à décembre 2019

Ce tableau décrit les données statistiques des variables de rendement moyen des marchés boursiers canadiens en période électorale et en hors période électorale.

Variables	Moyenne	Maximum	Minimum	Écart type	Observations	Skewness	Kurtosis
Hors période électorale							
P.F équipondéré	0,1547 %	19,49 %	-12,61 %	0,008389	10 888	0,790 1	51,788 5
P.F pondéré	0,0519 %	10,50 %	-10,89 %	0,008712	10 888	-0,661 2	16,201 8
Tx. d'intérêt réel	2,1279 %	11,07 %	-5,71 %	0,030209	10 888	0,458 7	2,626 5
En période électorale							
P.F équipondéré	0,101 1 %	10,03 %	-9,41 %	0,012 2	437	-0,8125	24,653 3
P.F pondéré	0,029 8 %	8,13 %	-6,50 %	0,0126	437	-0,5698	13,1229
Tx. d'intérêt réel	2,044 5 %	8,89 %	-2,17 %	0,0299	437	0,7845	2,6654
$IN_{n,t}$	35,35 %	50 %	16 %	6,43 %	63		
$OUT_{n,t}$	32,91%	51%	19%	8,32%	63		
$IC_{n,t}$	0,6754	15,50	-26,17	5,71	63		
$\sigma_{n,t}$	2,61 %	4 %	1,07 %	0,7046%	63		
$LIB_{n,t}$	35,05 %	50 %	21 %	7,51 %	63		
$Con_{n,t}$	32,26 %	51 %	8 %	8,87 %	63		
$U_{n,t}$	1,47	26,17	-9,41	6,70	63		

Tableau 2 — Test d'hétéroscédasticité

Ce tableau présente les résultats obtenus du test de l'hétéroscédasticité.

Variables	Obs*R-squared	Prob. Chi-square(5)	$X^2(5)$
P.F équipodéré	1 011 ,252	0,0000	16,75
Avec variables muettes	1 011 ,724	0,0000	16,75
P.F pondéré	2 387 ,938	0,0000	16,75
Avec variables muettes	2 389 ,982	0,0000	16,75

Tableau 3 - La fonction d'autocorrélation des rendements journaliers de l'indice CFMRC équi pondéré hors période électorale

Ce tableau représente la fonction d'autocorrélation des rendements journaliers moyens de l'indice équi pondéré hors période électorale. Cette fonction est définie comme suit : $Corr(Rd_t, Rd_s) = Cov(Rd_t, Rd_s) / (\sigma_t \sigma_s)$.

Toutes les valeurs d'autocorrélation en dehors de l'intervalle $\pm 1,96 \times \sqrt{T}$ sont significatives, avec T est le nombre des observations. Dans notre cas l'intervalle est de $[-0,0188, 0,0188]$

Sample: 1/03/1975 12/31/2019

Included observations: 10888













Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.252	0.252	689.01	0.000
		2 0.098	0.037	793.58	0.000
		3 0.083	0.053	868.78	0.000
		4 0.091	0.059	959.01	0.000
		5 0.056	0.015	993.07	0.000
		6 0.021	-0.007	998.07	0.000

Tableau 4- La fonction d'autocorrélation des rendements journaliers de l'indice CFMRC pondéré hors période électorale

Ce tableau représente la fonction d'autocorrélation des rendements moyens journaliers de l'indice pondéré hors période électorale. Cette fonction est définie comme suit : $Corr(Rd_t, Rd_s) = Cov(Rd_t, Rd_s) / (\sigma_t \sigma_s)$.

Toutes les valeurs d'autocorrélation en dehors de l'intervalle $\pm 1,96 \times \sqrt{T}$ sont significatives, avec T est le nombre des observations. Dans notre cas l'intervalle est de $[-0,0188, 0,0188]$

Sample: 1/03/1975 12/31/2019

Included observations: 10888













Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.123	0.123	163.77	0.000
		2 -0.000	-0.016	163.77	0.000
		3 -0.003	-0.001	163.88	0.000
		4 0.009	0.010	164.86	0.000
		5 -0.014	-0.016	166.89	0.000
		6 -0.021	-0.018	171.74	0.000

Tableau 5 - La fonction d'autocorrélation des rendements journaliers de l'indice CFMRC équi pondéré en période électorale

Ce tableau représente la fonction d'autocorrélation des rendements moyens journaliers de l'indice équi pondéré en période électorale. Cette fonction est définie comme suit : $Corr(Rd_t, Rd_s) = Cov(Rd_t, Rd_s) / (\sigma_t \sigma_s)$.

Toutes les valeurs d'autocorrélation en dehors de l'intervalle $\pm 1,96 \times \sqrt{T}$ sont significatives, avec T est le nombre des observations. Dans notre cas l'intervalle est de $[-0,0937, 0,0937]$

Sample: 3/26/1979 10/21/2019

Included observations: 437













Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.111	0.111	5.3937	0.020
		2	0.149	0.138	15.137	0.001
		3	0.124	0.098	21.942	0.000
		4	0.056	0.016	23.316	0.000
		5	0.012	-0.026	23.376	0.000
		6	0.095	0.078	27.394	0.000

Tableau 6 - La fonction d'autocorrélation des rendements journaliers de l'indice CFMRC pondéré en période électorale

Ce tableau représente la fonction d'autocorrélation des rendements moyens journaliers de l'indice pondéré en période électorale. Cette fonction est définie comme suit : $Corr(Rd_t, Rd_s) = Cov(Rd_t, Rd_s) / (\sigma_t \sigma_s)$.

Toutes les valeurs d'autocorrélation en dehors de l'intervalle $\pm 1,96 \times \sqrt{T}$ sont significatives, avec T est le nombre des observations. Dans notre cas l'intervalle est de $[-0,0937, 0,0937]$

Sample: 3/26/1979 10/21/2019

Included observations: 437













Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.064	0.064	1.7841	0.182
		2	-0.057	-0.062	3.2294	0.199
		3	0.181	0.190	17.692	0.001
		4	-0.072	-0.107	19.975	0.001
		5	0.027	0.071	20.288	0.001
		6	0.085	0.029	23.489	0.001

Tableau 7 - Le test de Dickey-Fuller augmenté pour la stationnarité de la série temporelle : rendement journalier de l'indice CFMRC équipondéré

Le test de dickey-fuller augmenté est effectué avec la fonction autorégressive d'ordre 5 pour détecter une éventuelle autocorrélation entre les termes erreurs. L'hypothèse nulle est que la série temporelle soit non stationnaire.

La statistique du test de Dickey-Fuller augmenté est obtenue ainsi : $DF = \frac{\hat{\Psi}_{MCO}}{SE(\hat{\Psi}_{MCO})}$

Null Hypothesis: EQUAL has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-43.29886	0.0000
Test critical values :		
1% level	-3.430753	
5% level	-2.861603	
10% level	-2.566845	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tableau 8 - Le test de Dickey-Fuller augmenté pour la stationnarité de la série temporelle : rendement journalier de l'indice CFMRC pondéré

Le test de dickey-fuller augmenté est effectué avec la fonction autorégressive d'ordre 5 pour détecter une éventuelle autocorrélation entre les termes erreurs. L'hypothèse nulle est que la série temporelle soit non stationnaire.

La statistique du test de Dickey-Fuller augmenté est obtenue ainsi : $DF = \frac{\hat{\Psi}_{MCO}}{SE(\hat{\Psi}_{MCO})}$

Null Hypothesis: VALUE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-58.73398	0.0001
Test critical values :		
1% level	-3.430753	
5% level	-2.861603	
10% level	-2.566845	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tableau 9 - Le test de biais de signe

Ce tableau présente le résultat obtenu du test de biais de signe de l'indice pondéré et celui équipondéré. Le modèle est défini comme suit :

$$\hat{u}_t^2 = \emptyset_0 + \emptyset_1 s_{t-1}^- + \eta_t$$

\hat{u}_t^2 représente le terme d'erreur standardisée au carré, obtenu de l'estimation du modèle GARCH(1,1). s_{t-1}^- est une variable muette qui prend la valeur 1 si $\hat{u}_{t-1} < 0$ sinon zéro. La méthode utilisée est celle des moindres carrés ordinaires (M.C.O). Le test de Student est utilisé pour la signification statistique et l'écart type est mis entre les guillemets.

Variables	P.F marché pondéré	Test de Student	P.F marché équipondéré	Test de Student
\emptyset_0	0,9058*** (0,0315)	28,7204	1,0378*** (0,1540)	6,7381
\emptyset_1	0,1899*** (0,0449)	4,2293	-0,0938 (0,2229)	-0,4211

*** Seuil de signification 1 %.

** Seuil de signification 5 %.

* Seuil de signification 10 %.

Tableau 10 - Le test de biais de taille négative

Ce tableau présente le résultat obtenu du test de biais de signe de l'indice pondéré et celui équipondéré. Le modèle est défini comme suit :

$$\hat{u}_t^2 = \emptyset_0 + \emptyset_1 s_{t-1}^- u_{t-1} + \eta_t$$

\hat{u}_t^2 représente le terme d'erreur standardisée au carré, obtenu de l'estimation du modèle GARCH(1,1). s_{t-1}^- est une variable muette qui prend la valeur 1 si $\hat{u}_{t-1} < 0$ sinon zéro. La méthode utilisée est celle des moindres carrés ordinaires (M.C.O). Le test de Student est utilisé pour la signification statistique et l'écart type est mis entre les guillemets.

Variables	P.F marché pondéré	Test de Student	P.F marché équipondéré	Test de Student
\emptyset_0	0,9422*** (0,0262)	35,9918	0,9838*** (0,1288)	7,6399
\emptyset_1	-0,1475*** (0,0346)	-4,2594	-0,0261 (0,1850)	-0,1413

Tableau 11 - Le test de biais de taille positive

Ce tableau présente le résultat obtenu du test de biais de signe de l'indice pondéré et celui équipondéré. Le modèle est défini comme suit :

$$\hat{u}_t^2 = \varnothing_0 + \varnothing_1 s_{t-1}^+ u_{t-1} + \eta_t$$

\hat{u}_t^2 représente le terme d'erreur standardisée au carré, obtenu de l'estimation du modèle GARCH(1,1). s_{t-1}^+ est une variable muette qui prend la valeur 1 si $\hat{u}_{t-1} > 0$ sinon zéro. s_{t-1}^- est une variable muette qui prend la valeur 1 si $\hat{u}_{t-1} < 0$ sinon zéro. La méthode utilisée est celle des moindres carrés ordinaires (M.C.O). Le test de Student est utilisé pour la signification statistique et l'écart type est mis entre les guillemets.

Variables	P.F marché pondéré	Test de Student	P.F marché équipondéré	Test de Student
\varnothing_0	1,0473*** (0,0271)	38,6858	1,0338*** (0,1279)	8,0772
\varnothing_1	-0,1306*** (0,0413)	-3,1593	-0,1161 (0,1794)	-0,6468

Tableau 12 - Le test joint pour le signe et la taille du biais de la volatilité

Ce tableau présente le résultat obtenu du test de biais de signe de l'indice pondéré et celui équipondéré. Le modèle est défini comme suit :

$$\hat{u}_t^2 = \varnothing_0 + \varnothing_1 s_{t-1}^- + \varnothing_2 s_{t-1}^- u_{t-1} + \varnothing_3 s_{t-1}^+ u_{t-1} + \eta_t$$

\hat{u}_t^2 représente le terme d'erreur standardisée au carré, obtenu de l'estimation du modèle GARCH(1,1). s_{t-1}^+ est une variable muette qui prend la valeur 1 si $\hat{u}_{t-1} > 0$ sinon zéro. La méthode utilisée est celle des moindres carrés ordinaires (M.C.O). La statistique $T.R^2$ est utilisé pour la signification statistique, avec T représente le nombre d'observations et R^2 le coefficient de détermination et l'écart type est mis entre les guillemets.

Variables	P.F marché pondéré	Test de Student	P.F marché équipondéré	Test de Student
\varnothing_0	0,9246*** (0,0508)	18,1824	1,1876*** (0,2108)	5,6350
\varnothing_1	0,0981 (0,0692)	1,4174	-0,3292 (0,3155)	-1,0434
\varnothing_2	-0,0928*** (0,0436)	-2,1269	-0,1167 (0,2331)	-0,5005
\varnothing_3	-0,0260 (0,0553)	-0,4700	-0,2225 (0,2136)	-1,0416
Obs*R-squared	22,6007		1,5173	
$\chi^2(3)$	12,84		12,84	

*** Seuil de signification 1 %.

** Seuil de signification 5 %.

* Seuil de signification 10 %.

Tableau 13 —L’effet de l’incertitude politique sur le rendement du portefeuille marché pondéré au Canada

Ce tableau décrit les résultats de nos deux modèles : avec et sans effet d’élection pour le portefeuille marché pondéré. Le modèle est défini ainsi :

$$Rd_t = \alpha_0 + \alpha_1(Rd_{t-1}) + \alpha_2(M_{1,t}) + \alpha_3(M_{2,t}) + \eta_t; \quad h_{t-1} = E_{t-1}[\eta_t^2]$$

$$\eta_t = \mu_t \mu_t^{1/2} \text{ avec } \mu_t \sim N(0, 1)$$

$$h_t = b_0 + b_1(h_{t-1}) + b_2 r_{ft} + g_1 \eta_{t-1} + g_2 \eta_{t-1} l_t; \quad \text{Avec } l_t = 1 \text{ si } \eta_t > 0 \text{ et zéro sinon.}$$

Rd_t représente le rendement moyen journalier du CFMRC pondéré. r_{ft} est le taux d’intérêt réel nominal. La variable muette $M_{1,t}$ prend la valeur 1 en période électorale, sinon zéro. La variable muette $M_{2,t}$ prend la valeur 1 en période d’incertitude électorale, sinon zéro. h_t représente la variance conditionnelle et η_t le rendement excédentaire désaisonnalisé. La méthode utilisée est celle du maximum de vraisemblance. La statistique-Z est utilisée pour la signification statistique et l’écart type est mis entre les guillemets. La valeur du Log Likelihood est utilisée pour le Test du ratio maximum de vraisemblance.

Variables	GJR sans effet élection	Statistique-Z	GJR avec effet élection	Statistique-Z
Équation de la moyenne				
α_0	0,000416*** (5,09 .10 ⁻⁵)	7,0438	0,000409*** (5,98 .10 ⁻⁵)	6,8403
α_1	0,192744*** (0,009642)	19,9907	0,192135*** (0,009661)	19,8885
α_2			0,001043*** (0,000381)	2,7398
α_3			-0,001873*** (0,000518)	-3,6134
Équation de la variance conditionnelle				
b_0	9,79 .10⁻⁷*** (7,70 .10 ⁻⁸)	12,7161	9,75 .10⁻⁷*** (7,76 .10 ⁻⁸)	12,5615
b_1	0,061323*** (0,004617)	13,2828	0,060417*** (0,004633)	13,0408
b_2	1,31 .10⁻⁶ (1,10 .10 ⁻⁶)	1,1918	1,33 .10⁻⁶ (1,10 .10 ⁻⁶)	1,2047
g_1	0,885243*** (0,003292)	268,8771	0,885733*** (0,003295)	268,8235
g_2	0,077458*** (0,004981)	15,5494	0,078191*** (0,004980)	15,7018
Log Likelihood	40266,07		40270,20	

*** Seuil de signification 1 %

** Seuil de signification 5 %

* Seuil de signification 10 %

Tableau 14 —L’effet de l’incertitude politique sur le rendement du portefeuille marché équi pondéré au Canada

Ce tableau présente les résultats obtenus de notre modèle des rendements du portefeuille marché équi pondéré avec et sans effet élection. Le modèle est défini ainsi :

$$Rd_t = \alpha_0 + \alpha_1(Rd_{t-1}) + \alpha_2(M_{1,t}) + \alpha_3(M_{2,t}) + \eta_t; \quad h_{t-1} = E_{t-1}[\eta_t^2]$$

$$\eta_t = \mu_t h_t^{1/2} \text{ avec } \mu_t \sim N(0, 1)$$

$$h_t = b_0 + b_1 h_{t-1} + b_2 r_{ft} + g_1 \eta_{t-1} + g_2 \eta_{t-1} l_t; \quad \text{Avec } l_t = 1 \text{ si } \eta_t > 0 \text{ et zéro sinon.}$$

Rd_t représente le rendement moyen journalier du CFMRC équi pondéré. r_{ft} est le taux d’intérêt réel nominal. La variable muette $M_{1,t}$ prend la valeur 1 en période électorale, sinon zéro. La variable muette $M_{2,t}$ prend la valeur 1 en période d’incertitude électorale, sinon zéro. h_t représente la variance conditionnelle et η_t le rendement excédentaire désaisonnalisé. La méthode utilisée est celle du maximum de vraisemblance. La statistique-Z est utilisée pour la signification statistique et l’écart type est mis entre les guillemets. La valeur du Log Likelihood est utilisée pour le Test du ratio maximum de vraisemblance.

Variables	GJR sans effet élection	Statistique-Z	GJR avec effet élection	Statistique-Z
<i>Équation de la moyenne</i>				
α_0	0,000984 *** (6,77.10 ⁻⁵)	14,5313	0,000991*** (6,85 .10 ⁻⁵)	14,4744
α_1	0,298845*** (0,010203)	29,2903	0,298346*** (0,010280)	29,0223
α_2			0,000275 (0,000356)	0,7739
α_3			-0,001090* (0,000661)	-1,6470
<i>Équation de la variance conditionnelle</i>				
b_0	4,85 .10⁻⁶*** (1,92 .10 ⁻⁷)	25,3091	4,84 .10⁻⁶*** (1,91 .10 ⁻⁷)	25,2613
b_1	0,1123*** (0,007323)	15,3384	0,1116*** (0,007376)	15,1375
b_2	-2,72 .10⁻⁵*** (1,53 .10 ⁻⁶)	-17,7546	-2,71 .10⁻⁵*** (1,53 .10 ⁻⁶)	-17,7708
g_1	0,782371*** (0,007440)	105,1619	0,783053*** (0,007429)	105,3984
g_2	0,080503*** (0,007263)	11,0840	0,080844*** (0,007319)	11,0451
Log Likelihood	40 418,21		40 419,96	

Tableau 15 — L'effet de l'incertitude électorale sur la volatilité conditionnelle du portefeuille marché pondéré et équipondéré

Ce tableau regroupe les résultats obtenus de la nouvelle régression de la variance conditionnelle pour le portefeuille marché pondéré et équipondéré. Le modèle est défini comme suit :

$$Rd_t = \alpha_0 + \alpha_1(Rd_{t-1}) + \eta_t$$

$$h_t = b_0 + b_1(h_{t-1}) + b_2 r_{ft} + b_3(M_{1,t}) + b_4(M_{2,t}) + g_1 \eta_{t-1} + g_2 \eta_{t-1} I_t; \text{ Avec } I_t = 1 \text{ si } \eta_t > 0 \text{ et zéro sinon.}$$

Rd_t représente le rendement moyen journalier du CFMRC pondéré et équipondéré. r_{ft} est le taux d'intérêt réel nominal. La variable muette $M_{1,t}$ prend la valeur 1 en période électorale, sinon zéro. La variable muette $M_{2,t}$ prend la valeur 1 en période d'incertitude électorale, sinon zéro. h_t représente la variance conditionnelle et η_t le rendement excédentaire. La méthode utilisée est celle du maximum de vraisemblance. La statistique-Z est utilisée pour la signification statistique et l'écart type est mis entre les guillemets. La valeur du Log Likelihood est utilisée pour le Test du ratio maximum de vraisemblance.

Variables	PF marché pondéré	Statistique-Z	PF marché équipondéré	Statistique-Z
Équation de la moyenne				
α_0	0,000416*** (5,89.10 ⁻⁵)	7,0508	0,001065*** (0,000153)	6,9456
α_1	0,193083*** (0,009664)	19,9806	0,240226*** (0,017544)	13,6926
Équation de la variance conditionnelle				
b_0	9,66 .10⁻⁷*** (7,84 .10 ⁻⁸)	12,3206	5,21 .10⁻⁵*** (2,46 .10 ⁻⁶)	21,1467
b_1	0,060089*** (0,004717)	12,7402	0,143500*** (0,019813)	7,2429
b_2	1,33 .10⁻⁶ (1,10 .10 ⁻⁶)	1,1998	-0,000381*** (1,86 .10 ⁻⁵)	-20,4772
b_3	1,08 .10⁻⁶*** (4,69 .10 ⁻⁷)	2,2961	-7,14 .10⁻⁶*** (1,14 .10 ⁻⁶)	-6,2772
b_4	-2,83 .10⁻⁷ (5,88 .10 ⁻⁷)	-0,4812	-1,85 .10⁻⁵*** (1,20 .10 ⁻⁶)	-15,4375
g_1	0,885 026*** (0,003344)	264,6502	0,570077*** (0,020005)	28,4962
g_2	0,079457*** (0,005081)	15,6296	0,049254*** (0,019649)	2,5066
Log Likelihood	40269,73		38244,66	

*** Seuil de signification 1 %.

** Seuil de signification 5 %.

* Seuil de signification 10 %.

Tableau 16 —L’effet des partis politiques sur le portefeuille marché pondéré

Ce tableau résume les résultats obtenus en substituant dans l’équation de la moyenne et de la variance, la variable muette de l’incertitude électorale par les nouvelles variables muettes des partis politiques.

$$Rd_t = \alpha_0 + \alpha_1 (Rd_{t-1}) + \alpha_2 (M_{1,t}) + \alpha_3 (\beta_{i,t}) + \eta_t; \quad h_{t-1} = E_{t-1}[\eta_t^2]$$

$$\eta_t = \mu_t h_t^{1/2} \text{ avec } \mu_t \sim N(0, 1)$$

$$h_t = b_0 + b_1 (h_{t-1}) + b_2 r_{ft} + b_3 (M_{1,t}) + b_4 (\beta_{i,t}) + g_1 \eta_{t-1} + g_2 \eta_{t-1} l_t; \quad \text{Avec } l_t = 1 \text{ si } \eta_t > 0 \text{ et zéro sinon.}$$

Rd_t représente le rendement moyen journalier du CFMRC pondéré et équipondéré. r_{ft} est le taux d’intérêt réel nominal. La variable muette $M_{1,t}$ prend la valeur 1 en période électorale, sinon zéro. La variable muette $\beta_{i,t}$ prend la valeur 1 lorsque la condition est réalisé, sinon zéro. h_t représente la variance conditionnelle et η_t le rendement excédentaire désaisonnalisé. La méthode utilisée est celle du maximum de vraisemblance. La statistique-Z est utilisée pour la signification statistique et l’écart type est mis entre les guillemets.

Variables	Équation de la moyenne	Statistique-Z	Équation de la variance	Statistique-Z
P.F marché pondéré				
$\beta_{1,t}$	-0,001964*** (0,000516)	-3,8095	-7,74 .10⁻⁸ (5,87 .10 ⁻⁷)	-0,1339
$\beta_{2,t}$	0,001670*** (0,000575)	2,9056	-1,70 .10⁻⁷ (5,60 .10 ⁻⁷)	-0,3028
$\beta_{3,t}$	0,000776 (0,000760)	1,0217	4,56 .10⁻⁷ (1,19 .10 ⁻⁶)	0,3821
$\beta_{4,t}$	0,002002*** (0,000521)	3,8420	-8,66 .10⁻⁹ (5,51 .10 ⁻⁷)	-0,0157
P.F marché équipondéré				
$\beta_{1,t}$	-0,001074* (0,000666)	-1,6114	-1,50 .10^{-5***} (2,17 .10 ⁻⁶)	-6,9212
$\beta_{2,t}$	0,000961* (0,000596)	1,6105	-1,35 .10^{-5***} (1,01 .10 ⁻⁶)	-13,3644
$\beta_{3,t}$	0,000233 (0,000809)	0,2877	5,18 .10^{-6**} (2,52 .10 ⁻⁶)	2,0552
$\beta_{4,t}$	0,001046* (0,000646)	1,6201	1,16 .10⁻⁶ (9,82 .10 ⁻⁷)	1,1830

*** Seuil de signification 1 %.

** Seuil de signification 5 %.

* Seuil de signification 10 %.

Tableau 17—L'effet de la présidentielle Américaine de 2016 sur les rendements moyens des marchés boursiers canadiens

Ce tableau présente les résultats de l'effet de l'élection présidentielle américaine de 2016 sur les rendements moyens boursiers au Canada. Le modèle est défini comme suit :

$$Rd_t = \alpha_0 + \alpha_1(Rd_{t-1}) + \alpha_2(N_{1,t}) + \alpha_3(N_{2,t}) + \eta_t; \quad h_{t-1} = E_{t-1}[\eta_t^2]$$

$$\eta_t = \mu_t h_t^{1/2} \text{ avec } \mu_t \sim N(0, 1)$$

$$h_t = b_0 + b_1(h_{t-1}) + g_1 \eta_{t-1} + g_2 \eta_{t-1} l_t; \quad \text{Avec } l_t = 1 \text{ si } \eta_t > 0 \text{ et zéro sinon.}$$

Rd_t représente le rendement moyen journalier du CFMRC pondéré et équipondéré. La variable muette $N_{1,t}$ prend la valeur 1 en période électorale américaine, sinon zéro. La variable muette $N_{2,t}$ prend la valeur 1 en période d'incertitude électorale américaine, sinon zéro. h_t représente la variance conditionnelle et η_t le rendement excédentaire désaisonnalisé. La méthode utilisée est celle du maximum de vraisemblance. La statistique-Z est utilisée pour la signification statistique et l'écart type est mis entre les guillemets.

Variables	P.F marché pondéré	Statistique-Z	P.F marché équipondéré	Statistique-Z
Équation de la moyenne				
α_0	0,000384*** (0,000166)	2,3123	0,000477*** (0,000155)	3,0759
α_1	0,033002 (0,033105)	0,9969	0,143688*** (0,037144)	3,8684
α_2	-0,000368 (0,001618)	-0,2274	-0,001330 (0,002334)	-0,5699
α_3	0,000275 (0,001749)	0,1573	0,003 273 (0,002 336)	1,401 2
Équation de la variance conditionnelle				
b_0	1,15157 . 10⁻⁶ *** (2,6794 . 10 ⁻⁷)	4,297 8	1,187116 . 10⁻⁶ *** (3,1243 . 10 ⁻⁷)	3,799 6
b_1	0,000303 (0,018350)	0,016 5	0,121 224*** (0,0214958)	5,639 4
g_1	0.870687*** (0,019262)	45,2018	0,802599*** (0,025882)	31,009 5
g_2	0.167129*** (0,028785)	5,806 1	0,072928*** (0,025576)	2,851 3

Tableau 18 — L'effet de la présidentielle Américaine de 2016 sur la volatilité des rendements moyens des marchés boursiers canadiens

Ce tableau présente les résultats de l'effet de l'élection présidentielle américaine de 2016 sur la volatilité des marchés boursiers au Canada. Le modèle est défini comme suit :

$$Rd_t = \alpha_0 + \alpha_1(Rd_{t-1}) + \eta_t$$

$$h_t = b_0 + b_1(h_{t-1}) + b_3(M_{1,t}) + b_4(M_{2,t}) + g_1 \eta_{t-1} + g_2 \eta_{t-1} I_t; \text{ Avec } I_t = 1 \text{ si } \eta_t > 0 \text{ et zéro sinon.}$$

Rd_t représente le rendement moyen journalier du CFMRC pondéré et équipondéré. La variable muette $N_{1,t}$ prend la valeur 1 en période électorale américaine, sinon zéro. La variable muette $N_{2,t}$ prend la valeur 1 en période d'incertitude électorale américaine, sinon zéro. h_t représente la variance conditionnelle et η_t le rendement excédentaire. La méthode utilisée est celle du maximum de vraisemblance. La statistique-Z est utilisée pour la signification statistique et l'écart type est mis entre les guillemets.

Variables	P.F marché pondéré	Statistique-Z	P.F marché équipondéré	Statistique-Z
Équation de la moyenne				
α_0	0,000408*** (0,000161)	2,5423	0,000515*** (0,000147)	3,4974
α_1	0,033077 (0,032757)	1,0098	0,149 635*** (0,035592)	4,204 1
Équation de la variance conditionnelle				
b_0	1,11262 .10⁻⁶*** (2, 6572 .10 ⁻⁷)	4,187 1	1,1186 .10⁻⁶*** (3,0403 .10 ⁻⁷)	3,6792
b_1	0,004561 (0,018749)	0,243 3	0,115885*** (0,021881)	5,2960
b_3	- 2,40975 .10⁻⁶ (1,7204 .10 ⁻⁶)	-1,400 6	-3,6219 .10⁻⁶*** (1,4349 .10 ⁻⁶)	-2,5241
b_4	4,0155 .10⁻⁶*** (2,0312 .10 ⁻⁶)	1,976 9	8,6032 .10⁻⁶*** (1,8806 .10 ⁻⁶)	4,5747
g_1	0,8657158*** (0,019759)	43,813 1	0,809885*** (0,027838)	29,0922
g_2	0,166441*** (0,028683)	5,802 6	0,053769*** (0,022985)	2,3393

Tableau 19—L'effet du référendum du Brexit en 2016 sur les rendements moyens des marchés boursiers canadiens

Ce tableau présente le résultat de l'effet de l'incertitude du référendum du Brexit sur le rendement moyen des marchés boursiers canadiens selon le modèle GJR (1993). Le modèle est défini comme suit :

$$Rd_t = \alpha_0 + \alpha_1(Rd_{t-1}) + \alpha_3(B_{1,t}) + \eta_t; \quad h_{t-1} = E_{t-1}[\eta_t^2]$$

$$\eta_t = \mu_t h_t^{1/2} \text{ avec } \mu_t \sim N(0, 1)$$

$$h_t = b_0 + b_1(h_{t-1}) + g_1\eta_{t-1} + g_2\eta_{t-1} I_t; \quad \text{Avec } I_t = 1 \text{ si } \eta_t > 0 \text{ et zéro sinon.}$$

Rd_t représente le rendement moyen journalier du CFMRC pondéré et équipondéré. La variable muette $B_{1,t}$ prend la valeur 1 en période d'incertitude sur le résultat du Brexit, sinon zéro. h_t représente la variance conditionnelle et η_t le rendement excédentaire désaisonnalisé. La méthode utilisée est celle du maximum de vraisemblance. La statistique-Z est utilisée pour la signification statistique et l'écart type est mis entre les guillemets.

Variables	P.F marché pondéré	Statistique-Z	P.F marché équipondéré	Statistique-Z
Équation de la moyenne				
α_0	0,000315** (0,000169)	1,8655	0,000522*** (0,000142)	3,6641
α_1	0,026107 (0,034195)	0,763463	0,138046*** (0,035934)	3,8416
α_3	0,001540*** (0,000470)	3,2798	0,001484*** (0,000615)	2,4131
Équation de la variance conditionnelle				
b_0	1,4891 .10⁻⁶*** (3,4867 .10 ⁻⁷)	4,2708	1,82636 .10⁻⁶*** (3,8304 .10 ⁻⁷)	4,7681
b_1	-0,014 083 (0,019 704)	-0,714760	0,115 787*** (0,028 127)	4,1166
g_1	0,861 019 8*** (0,022 462)	38,3329	0,778 799*** (0,025 882)	31,0095
g_2	0,179 635*** (0,031 355)	5,7290	0,0729278*** (0,034 032)	22,8842

Tableau 20 —L’effet du référendum du Brexit en 2016 sur la volatilité des rendements moyens des marchés boursiers canadiens

Ce tableau présente le résultat de l’effet de l’incertitude du référendum du Brexit sur la volatilité des rendements des marchés boursiers canadiens selon le modèle GJR (1993). Le modèle est défini comme suit :

$$Rd_t = \alpha_0 + \alpha_1(Rd_{t-1}) + \eta_t$$

$$h_t = b_0 + b_1(h_{t-1}) + b_4(B_{1,t}) + g_1 \eta_{t-1} + g_2 \eta_{t-1} l_t; \text{ Avec } l_t = 1 \text{ si } \eta_t > 0 \text{ et zéro sinon.}$$

Rd_t représente le rendement moyen journalier du CFMRC pondéré et équipondéré. La variable muette $B_{1,t}$ prend la valeur 1 en période d’incertitude sur le résultat du Brexit, sinon zéro. h_t représente la variance conditionnelle et η_t le rendement excédentaire. La méthode utilisée est celle du maximum de vraisemblance. La statistique-Z est utilisée pour la signification statistique et l’écart type est mis entre les guillemets.

Variables	P.F marché pondéré	Statistique-Z	P.F marché équipondéré	Statistique-Z
<i>Équation de la moyenne</i>				
α_0	0,000395*** (0,000164)	2,4066	0,000549*** (0,000136)	4,0256
α_1	0,024232 (0,034625)	0,6998	0,134797*** (0,035977)	3,746 7
<i>Équation de la variance conditionnelle</i>				
b_0	1,5148 .10⁻⁶*** (3,2905 .10 ⁻⁷)	4,603 7	2,0531 .10⁻⁶*** (3,9059 .10 ⁻⁷)	5, 2564
b_1	-0,023801 (0,018643)	-1,276 6	0,053886** (0,027522)	1,957 9
b_4	2,66981 .10⁻⁶*** (9, 5971 .10 ⁻⁷)	2,781 9	7,7875 .10⁻⁶*** (1,8655 .10 ⁻⁶)	4,174 4
g_1	0,859967*** (0,0224166)	38,3628	0,765811*** (0,037254)	20,5564
g_2	0,186383*** (0,0308615)	6,03934	0,151154*** (0,036190)	4,1766

Tableau 21 — Les résultats du modèle de régression GARCH-M (1,1) modifié selon GJR (1993)

Ce tableau résume les résultats obtenus de la régression du modèle GARCH-M (1,1) modifié selon GJR (1993) pour capturer l'asymétrie dans la volatilité pour les deux portefeuilles marchés de notre étude. Le modèle est défini comme suit :

$$Rd_t = \alpha_0 + \alpha_1(Rd_{t-1}) + \alpha_2(M_{1,t}) + \alpha_3(M_{2,t}) + \alpha_4 h_{t-1} + \eta_t$$

$$h_t = b_0 + b_1(h_{t-1}) + b_2 r_{ft} + g_1 \eta_{t-1} + g_2 \eta_{t-1} I_t ; \quad \text{Avec } I_t = 1 \text{ si } \eta_t > 0 \text{ et zéro sinon.}$$

Rd_t représente le rendement moyen journalier du CFMRC pondéré et équipondéré. r_{ft} est le taux d'intérêt réel nominal. La variable muette $M_{1,t}$ prend la valeur 1 en période électorale, sinon zéro. La variable muette $M_{2,t}$ prend la valeur 1 en période d'incertitude électorale, sinon zéro. h_t représente la variance conditionnelle et η_t le rendement excédentaire désaisonnalisé. La méthode utilisée est celle du maximum de vraisemblance. La statistique-Z est utilisée pour la signification statistique et l'écart type est mis entre les guillemets. La valeur du Log Likelihood est utilisée pour le Test du ratio maximum de vraisemblance.

Variables	P.F marché pondéré	Statistique-Z	P.F marché équipondéré	Statistique-Z
Équation de la moyenne				
α_0	0,000349*** (7,78 .10 ⁻⁵)	4,4808	0,000896*** (9,13 .10 ⁻⁵)	9,8163
α_1	0,192710*** (0,009756)	19,7535	0,298434*** (0,010405)	28,6810
α_2	0,001012*** (0,000380)	2,6611	0,000268 (0,000359)	0,7471
α_3	-0,001849*** (0,000519)	-3,5648	-0,001082* (0,000661)	-1,6377
α_4	1,6671 (1,3815)	1,2067	2,3181* (1,4862)	1,5598
Équation de la variance conditionnelle				
b_0	1 .10⁻⁶*** (7,93 .10 ⁻⁸)	12,6186	4,91 .10⁻⁶*** (1,94 .10 ⁻⁷)	25,3497
b_1	0,061037*** (0,004675)	13,0562	0,114569*** (0,007548)	15,1777
b_2	1,27 .10⁻⁶ (1,11 .10 ⁻⁶)	1,141 8	-2,74 .10⁵*** (1,55 .10 ⁻⁶)	-17,6881
g_1	0,884812*** (0,003321)	266,3940	0,780412*** (0,007494)	104,1334
g_2	0,077185*** (0,005008)	15,4132	0,077619*** (0,007437)	10,4373
Log Likelihood	40271,02		40421,22	

Tableau 22 —Les résultats de la régression du modèle GRACH-M (1,1)

Ce tableau résume les résultats obtenus en régressant notre modèle GARCH-M (1,1) sans effet d'élection et sans effet d'asymétrie dans la volatilité pour les deux portefeuilles marché de notre étude. Le modèle est défini comme suit :

Équation de la moyenne : $Rd_t = \alpha_0 + \alpha_1(Rd_{t-1}) + \alpha_4 h_{t-1} + \eta_t$

Équation de la variance conditionnelle : $h_t = b_0 + b_1 (h_{t-1}) + g_1 \eta_{t-1}$

Rd_t représente le rendement moyen journalier du CFMRC pondéré et équipondéré. h_t représente la variance conditionnelle et η_t le rendement excédentaire. La méthode utilisée est celle du maximum de vraisemblance. La statistique-Z est utilisée pour la signification statistique et l'écart type est mis entre les guillemets. La valeur du Log Likelihood est utilisée pour le Test du ratio maximum de vraisemblance.

Variables	P.F marché pondéré	Statistique-Z	P.F marché équipondéré	Statistique-Z
Équation de la moyenne				
α_0	0,000417*** (7,43 .10 ⁻⁵)	5,6103	0,000862*** (8,85 .10 ⁻⁵)	9,7399
α_1	0,188007*** (0,009641)	19,4999	0,289375*** (0,010551)	27,4264
α_4	3,1983*** (1,3565)	2,3578	4,1237*** (1,4157)	2,9127
Équation de la variance conditionnelle				
b_0	9,58 .10⁻⁷*** (6,69 .10 ⁻⁸)	14,3081	4,53 .10⁻⁶*** (1,82 .10 ⁻⁷)	24,8876
b_1	0,111739*** (0,002655)	42,0904	0,169923*** (0,005200)	32,6792
g_1	0,877745*** (0,002930)	299,5641	0,764574*** (0,007317)	104,4898
Log Likelihood	40222,94		40368,64	

*** Seuil de signification 1 %.

** Seuil de signification 5 %.

* Seuil de signification 10 %.

Tableau 23 —Les résultats de la régression du modèle EGARCH (1,1)

Ce tableau présente les résultats obtenus de la régression du modèle EGRACH (1,1) pour les deux portefeuilles de notre étude, en prenons en considération l'effet de l'incertitude électorale. Le modèle est défini comme suit :

$$Rd_t = \alpha_0 + \alpha_1(Rd_{t-1}) + \alpha_2(M_{1,t}) + \alpha_3(M_{2,t}) + \alpha_4 h_{t-1} + \eta_t$$

$$EGRACH (1,1) : \log(h_t) = \omega + b_2 r_{ft} + \alpha \left[\frac{|\eta_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \frac{2}{\pi} \right] + \gamma \frac{\eta_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + g_1 \log(\eta_{t-1})$$

Rd_t représente le rendement moyen journalier du CFMRC pondéré et équipondéré. r_{ft} est le taux d'intérêt réel nominal. La variable muette $M_{1,t}$ prend la valeur 1 en période électorale, sinon zéro. La variable muette $M_{2,t}$ prend la valeur 1 en période d'incertitude électorale, sinon zéro. h_t représente la variance conditionnelle et η_t le rendement excédentaire désaisonnalisé. La méthode utilisée est celle du maximum de vraisemblance. La statistique-Z est utilisée pour la signification statistique et l'écart type est mis entre les guillemets. La valeur du Log Likelihood est utilisée pour le Test du ratio maximum de vraisemblance.

Variables	P.F marché pondéré	Statistique-Z	P.F marché équipondéré	Statistique-Z
Équation de la moyenne				
α_0	0,000386*** (5,69 .10 ⁻⁵)	6,7753	0,000834*** (9,38 .10 ⁻⁵)	13,0738
α_1	0,188943*** (0,009461)	19,9697	0,274152*** (0,00998)	27,4701
α_2	0,001356*** (0,00032)	4,2321	0,000518 (0,000402)	1,2884
α_3	-0,001845*** (0,000513)	-3,5975	-0,001191** (0,000611)	-1,9474
Équation de la variance conditionnelle				
ω	-0,319197 *** (0,013022)	-24,5116	-0,932132*** (0,033015)	-28,2337
b_2	0,03623 (0,029918)	1,2110	-0,569619*** (0,036052)	-15,7997
α	0,187852*** (0,005565)	33,7539	0,279077*** (0,007469)	37,3624
γ	-0,057518*** (0,003146)	-18,2822	-0,048210*** (0,003909)	-12,3328
g_1	0,982335*** (0,001167)	841,5525	0,924749*** (0,002978)	310,5687
Log Likelihood	40281,79		40327,02	

Tableau 24 — Comparaison des 5 modèles économétriques de l'étude pour le portefeuille marché pondéré

Ce tableau résume les données économétriques obtenues de nos cinq modèles de variance conditionnelle telle que le skewness, kurtosis, fonction d'autocorrélation de premier ordre des termes d'erreur et le test de l'effet ARCH.

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
Skewness	-0,5739	-0,5712	-0,5743	-0,6213	-0,5527
Kurtosis	6,1560	6,1379	6,1560	6,6497	6,0020
Jarque Berra	5321,324	5261,532	5322,036	7013,596	4828,859
	(0,000 0)	(0,000 0)	(0,000 0)	(0,000 0)	(0,000 0)
AR(1)	0,017	0,017	0,018	0,022	0,017
	(0,064)	(0,070)	(0,054)	(0,017)	(0,067)
ARCH LM	5,3473	4,8110	4,9984	9,5545	15,1772
	(0,3750)	(0,4394)	(0,4161)	(0,0889)	(0,0096)

ANNEXES

Figure 1- Distribution du rendement journalier de l'indice CFMRC équipondéré pour la période janvier 1975- décembre 2019

Rendement journalier moyen de l'indice équipondéré (ind33) pour la période de janvier 1975 à décembre 2019. Il comporte seulement des firmes canadiennes. Les rendements utilisés dans cet indice sont entièrement ajustés pour les distributions.

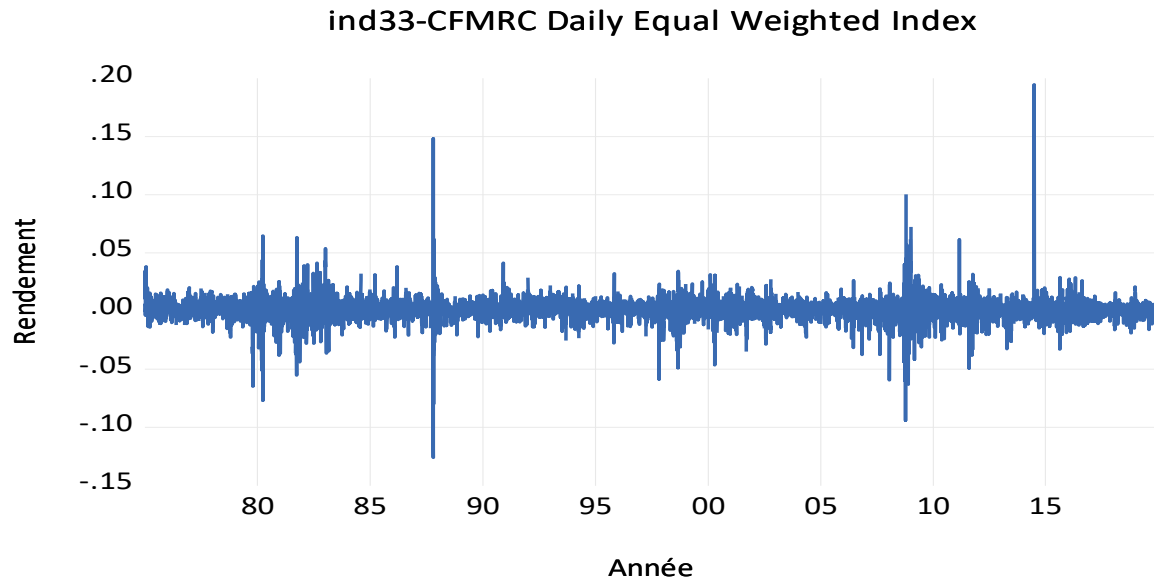


Figure 2- Distribution du rendement journalier de l'indice CFMRC pondéré pour la période janvier 1975- décembre 2019

Rendement journalier moyen de l'indice pondéré (ind34) pour la période de janvier 1975 à décembre 2019. Il comporte seulement des firmes canadiennes. Les rendements utilisés dans cet indice sont entièrement ajustés pour les distributions.

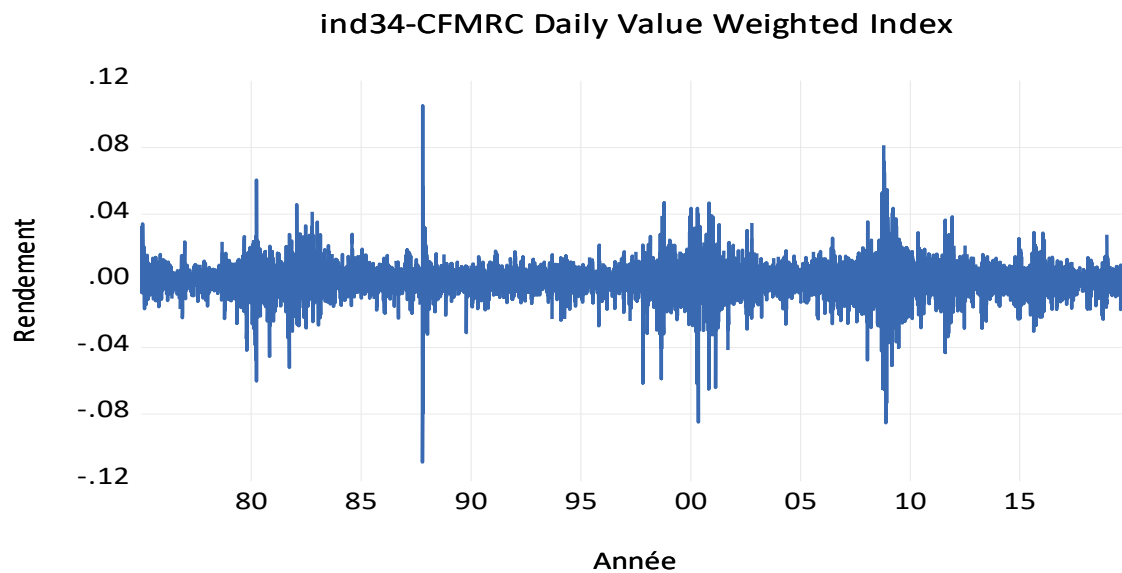


Figure 3 - Test de normalité pour le portefeuille pondéré

La normalité de la série temporelle est validée par le test de Jarque-Berra. Avec l'hypothèse nulle : la distribution des données financières suit une loi normale

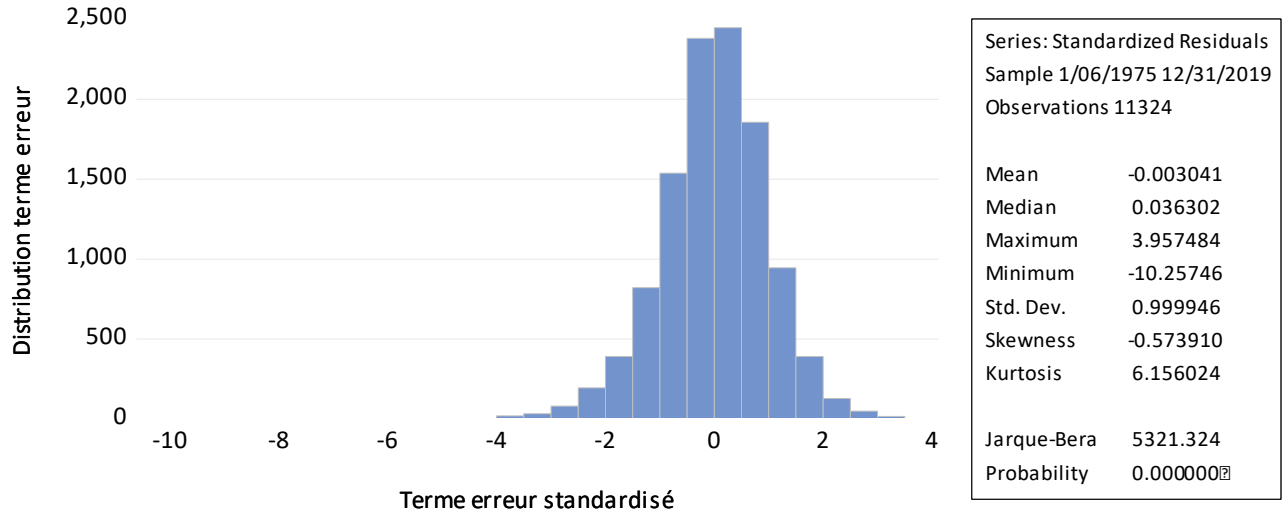
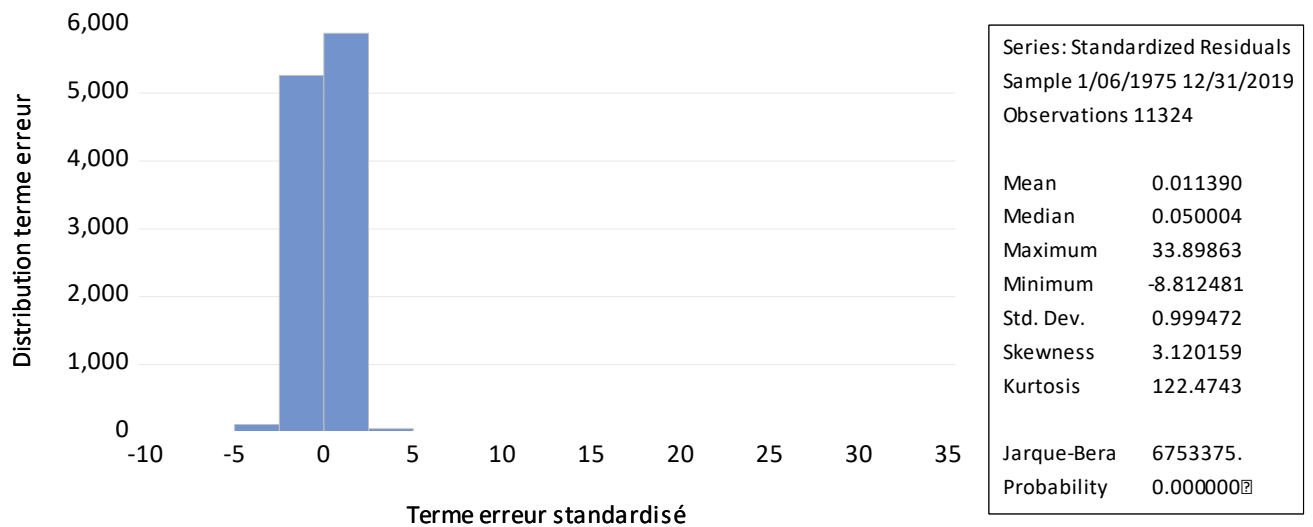


Figure 4- Test de normalité pour le portefeuille équipondéré

La normalité de la série temporelle est validée par le test de Jarque-Berra. Avec l'hypothèse nulle : la distribution des données financières suit une loi normale.



RÉFÉRENCES

Aggarwal, Reena; Inclan, Carla et Leal, Ricardo (1999). Volatility in emerging stock markets. *Journal Of Financial And Quantitative Analysis*.

Alesina Alberto et Jefferey Sachs (1988). Political parties and the business cycle in the united states, 1948-1984. *Journal of money, credit, and banking*.

Amihud, Yakov et Avi Wohl (2004). Political news and stock prices: The case of Saddam Hussein contracts. *Journal of Banking & Finance*.

Allvine, Fred C. et Daniel E. O'Neill (1980). Stock Market Returns and the Presidential Election Cycle. *Financial Analysts Journal*.

Baur, Dirk G., Dimpfl, Thomas et Jung, Robert C. (2012). Stock return autocorrelations revisited: A quantile regression approach. *Journal of Empirical Finance*.

Beaulieu, Marie-Claude, Jean-Claude Cosset et Naceur Essaddam (2005). The impact of political risk on the volatility of stock returns: the case of Canada. *Journal of International Business Studies*.

Bialkowski, Jędrzej; Gottschalk, Katrin; Wisniewski et Tomasz Piotr (2006). Stock Market Volatility around National Elections. *Leibniz Information Centre for Economics*.

Bittlingmayer, Gero (1998). Output, Stock Volatility, and Political Uncertainty in a Natural Experiment: Germany, 1880–1940. *The Journal Of Finance*.

Booth, James R., Lena Chua Booth (2003). Is presidential cycle in security returns merely a reflection of business conditions? *Review of Financial Economics*.

Brown Keith C., Harlow W.V. et Seha M. Tinic (1988). Risk aversion, uncertain information and market efficiency. *Journal of Financial Economics*.

Brooks, Chris (2014). *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press.

Campbell, John Y. et Martin Lettau (1999). Dispersion and volatility in stock returns: an empirical investigation. *NBER Working paper, Harvard University*.

Castillo Ponce Ramón A. et Acosta Ramon de Jesus Ramirez (2008). ECONOMIC INTEGRATION IN NORTH AMERICA. *Applied Econometrics and International Development*.

Chan, Yue-cheong et K.C. John Wei (1996). Political risk and stock price volatility: The case of Hong Kong. *Pacific-Basin finance Journal*.

Chittenden, William, Robert R. Johnson et Gerald Jensen (1999). Presidential Politics, Stocks, Bonds, Bills, and Inflation. *The Journal of Portfolio Management*.

Chrétien, Stéphane et Frank Coggins (2009). Election outcomes and financial market returns in Canada. *North American Journal of Economics and Finance*.

- Cozier, Barry. et Tkacz, Greg (1994). The term structure and real activity. *Working Paper 94-3, Bank of Canada.*
- Engle, R. F. et Ng, V. K. (1993). Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. *Journal of Finance.*
- Engle, Robert (2004). Risk and volatility: econometric models and financial practice. *American Economic Review.*
- Foerster, Stephen (1994). Stock markets performance and elections: made in Canada effects? *Canadian Investment Review.*
- Foerster, Stephen R. et John J. Schmitz (1997). The transmission of U.S election cycles to international stock returns. *Journal of international business studies.*
- French, Kenneth R., G. William Schwert et Robert F. Stambaugh (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial Economic.*
- Glosten, Lawrence R., Ravi Jagannathan et David E. Runkle (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *The Journal of Finance.*
- Huang, Roger D. (1985). Common Stock Returns And Presidential Elections. *Financial Analysts Journal.*
- Jensen, Natahn M. et Scott Schmith (2005). Market Responses To Politics The Rise of Lula and the Decline of the Brazilian Stock Market. *Comparative Political Studies.*
- Jinliang Li et Jeffery A. Born (2006). Presidential Election Uncertainty and Common Stock Returns In The United States. *The Journal of Financial Research.*
- Kalay Avner (1985). Predictable events and excess returns the case of dividend announcements. *Journal of Financial Economics.*
- Kelly, Bryan Lubos Pastor Pietro Veronesi (2014). The Price Of Political Uncertainty: Theory And Evidence From The Option Market. *National Bureau of Economic Research.*
- Kim, Harold Y. et Jianping P. Mei (2001). What makes the stock market jump? An analysis of political risk on Hong Kong stock returns. *Journal of International Money and Finance.*
- Kraussl et al. (2014). Washington meets Wall Street : A Closer Examination Of The Presidential Cycle Puzzle. *Journal of International Money and Finance.*
- Liua Li et Zhange Tao (2015). Economic policy uncertainty and stock market volatility. *Finance Research Letters.*
- Luitel Hari S., Mahar Gerry J., Kadiyala Krishna, Friyia Daniel et Mackinnon Brandon. Are the Economies of Canada and the United States Integrated? Evidence from Cointegration Analysis. *American Review of Canadian Studies.*
- Malladi, Rama et Fabozzi, Frank J. (2016). Equal-weighted Strategy: Why it outperforms value-weighted strategies? *Theory and evidence. Journal of Asset Management.*
- Mattozzi, Andrea (2008). Can we insure against political uncertainty? Evidence from the U.S. stock market. *Public choice.*

- Mei, Jianping et Limin Guo (2002). Political Uncertainty, Financial Crisis, and Market Volatility. *Department of International Business, New York University, Working Paper*.
- Menezes Rui et Dionisio Andreia (2011). Globalization and long-run co-movements in the stock market for the G7: An application of VECM under structural breaks. *Statistical Physics and Mathematics for Complex Systems*.
- Nelson Daniel B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: a New Approach. *Econometrica*.
- Niederhoffer Victor, Gibbs Steven et Bullock Jim (1970). Presidential Elections and the Stock Market. *Financial Analysts Journal*.
- Pae, Yuntaek et Sabbaghi, Navid (2015). Equally weighted portfolios vs value weighted portfolios : Reasons for differing betas. *Journal of Financial Stability*.
- Pantzalis, Christos, David A. Stangeland et Harry J. Turtle (2000). Political elections and the resolution of uncertainty: The international evidence. *Journal of Banking and Finance*.
- Pastor Lubos et Veronesi Pietro (2012). Uncertainty about Government Policy and Stock Prices. *The Journal of Finance*.
- Powell, John G., Jing Shi, Tom Smith et Robert E. Wahley (2007). The persistent presidential dummy. *Journal of portfolio management*.
- Riley, William B. Jr et. And William A. Luksetich (1980). The market prefers republicans: myth or reality? *Journal of financial and quantitative analysis*.
- Santa-Clara, Pedro et Rossen Valkanov (2003). The Presidential Puzzle: Political Cycles and the Stock Market. *The Journal of Finance*.
- Tufte, Edward R. (1979). Political Control of the Economy. *Princeton University Press*.