

Table des matières

Résumé	iii
Table des matières	v
Liste des tableaux	vii
Liste des figures	ix
Remerciements	xi
Introduction	1
1 Revue de la littérature	5
1.1 Analyse de facteurs financiers	5
1.2 Analyse de facteurs macroéconomiques	8
2 Modèle	13
2.1 Le modèle de Fama-French	13
2.2 Le modèle de Fama-French augmenté de facteurs macroéconomiques	15
3 Données	19
3.1 Rendements boursiers	21
3.2 Construction des portefeuilles	23
4 Résultats empiriques	27
4.1 Résultats de titres individuels	27
4.2 Résultats par portefeuilles	29
4.3 Résultats par sous périodes	38
Conclusion	45
Bibliographie	47
A Tableaux de résultats	51

Liste des tableaux

2.1	Pondération des devises dans l'indice TCEC	16
3.1	Sommaire des variables	19
3.2	Construction des portefeuilles	24
3.3	Statistiques descriptives (2000:02 à 2015:01)	26
4.1	Estimation des facteurs financiers (2000:02 - 2015:01)	28
4.2	Statistiques descriptives des portefeuilles de taille (2000:02 à 2015:01)	30
4.3	Régressions univariées des rendements excédentaires sur la prime de risque de marché (2000:02 à 2015:01)	31
4.4	Régressions multivariées des rendements excédentaires sur les facteurs financiers de Fama-French (2000:02 à 2015:01)	31
4.5	Régressions bivariées des rendements excédentaires sur la prime de risque de marché et la variation mensuelle en pourcentage de l'indice du taux de change effectif canadien (2000:02 à 2015:01)	32
4.6	Régressions bivariées des rendements excédentaires sur la prime de risque de marché et l'écart de taux d'intérêt (2000:02 à 2015:01)	33
4.7	Régressions bivariées des rendements excédentaires sur la prime de risque de marché et la variation mensuelle en pourcentage de l'indice des produits de base (2000:02 à 2015:01)	34
4.8	Régressions multivariées des rendements excédentaires sur les facteurs financiers de Fama-French et la variation mensuelle en pourcentage de l'indice du taux de change effectif canadien (2000:02 à 2015:01)	35
4.9	Régressions multivariées des rendements excédentaires sur les facteurs financiers de Fama-French et l'écart de taux d'intérêt (2000:02 à 2015:01)	36
4.10	Régressions multivariées des rendements excédentaires sur les facteurs financiers de Fama-French, la variation mensuelle en pourcentage de l'indice du taux de change effectif canadien et l'écart de taux d'intérêt (2000:02 à 2015:01)	37
4.11	Régressions multivariées des rendements excédentaires sur la prime de risque de marché, la variation mensuelle en pourcentage de l'indice du taux de change effectif canadien et l'écart de taux d'intérêt (2000:02 à 2007:12)	39
4.12	Régressions multivariées des rendements excédentaires sur les facteurs financiers de Fama-French, la variation mensuelle en pourcentage de l'indice du taux de change effectif canadien et l'écart de taux d'intérêt (2000:02 à 2007:12)	40
4.13	Régressions multivariées des rendements excédentaires sur la prime de risque de marché, la variation mensuelle en pourcentage de l'indice du taux de change effectif canadien et l'écart de taux d'intérêt (2008:01 à 2015:01)	41

4.14	Régressions multivariées des rendements excédentaires sur les facteurs financiers de Fama-French, la variation mensuelle en pourcentage de l'indice du taux de change effectif canadien et l'écart de taux d'intérêt (2008:01 à 2015:01)	42
A.1	Régressions bivariées des rendements excédentaires sur la prime de risque de marché et la variation mensuelle en point de pourcentage du taux sans risque (2000:02 à 2015:01)	51
A.2	Régressions multivariées des rendements excédentaires sur les facteurs financiers de Fama-French, la variation de l'indice du taux de change effectif canadien, l'écart de taux d'intérêt et la variation mensuelle en pourcentage de l'indice des produits de base (2000:02 à 2015:01)	52
A.3	Régressions multivariées des rendements excédentaires sur la prime de risque de marché, la variation mensuelle en pourcentage de l'indice du taux de change effectif canadien et l'écart de taux d'intérêt (2009:07 à 2015:01)	52
A.4	Régressions multivariées des rendements excédentaires sur les facteurs financiers de Fama-French, la variation mensuelle en pourcentage de l'indice du taux de change effectif canadien et l'écart de taux d'intérêt (2009:07 à 2015:01)	53

Liste des figures

3.1	Rendements des obligations du gouvernement canadien	20
3.2	Évolution de l'indice TCEC (1992=100) et de l'indice des produits de base . . .	20
3.3	Changement en point de pourcentage du rendement mensuel des obligations canadiennes à échéance 3 mois	21
3.4	Évolution de l'indice boursier S&P/TSX Composite	22
3.5	Évolution des variables <i>SMB</i> et <i>HML</i>	25
4.1	Évolution de l'indice boursier S&P/TSX Composite	43

Remerciements

Je tiens d'abord à remercier ma directrice de recherche, Madame Lucie Samson, pour son soutien, sa disponibilité exemplaire et ses commentaires qui ont fortement contribué à élever la qualité de cette recherche. Votre encadrement m'a permis de mener à terme ce mémoire de maîtrise qui conclut mon parcours académique.

Je veux également remercier mes collègues à la Direction des marchés financiers et de l'économie internationale au ministère des Finances du Québec. L'expertise que vous m'avez transmise au cours de la dernière année ont fait de moi un meilleur économiste et un meilleur communicateur, ce qui a grandement facilité la rédaction de ce mémoire.

J'aimerais finalement remercier ma famille et mes proches pour leur soutien inconditionnel. Je ne serais pas où je suis sans vous.

Introduction

La maximisation du rendement des actifs financiers en minimisant le risque encouru représente l'objectif principal des tous les investisseurs, tant institutionnels qu'individuels. Cette maximisation du rendement est tributaire des flux permanents d'information qui affectent les mécanismes de fixation des prix sur les marchés, en influençant la prise de décision des investisseurs. Deux catégories d'information sont typiquement incorporées par les marchés boursiers, soit celle de nature financière qui affecte le prix des actions des firmes de manière spécifique (profits, endettement, ventes, etc.) et celle de nature macroéconomique qui affecte le prix de toutes les actions (PIB, taux de change, annonces de banques centrales, etc.). Toutefois, puisque ces deux types d'information sont susceptibles d'influencer différemment les prix des actions, plusieurs travaux ont été réalisés afin d'identifier quels sont les facteurs permettant d'expliquer les rendements sur les marchés boursiers.

Le modèle à trois facteurs de Fama et French (1992) est largement considéré dans la littérature comme étant le meilleur outil permettant d'expliquer les rendements excédentaires enregistrés sur les marchés boursiers. En effet, selon le modèle, les rendements des firmes cotées en bourse sont fonction de trois facteurs financiers, soit la prime de risque du marché (Sharpe, 1964 et Lintner, 1965), la taille des firmes (Banz, 1980) ainsi que la valeur des titres boursiers, capturée par le ratio *book-to-market* (Stattman, 1980). Ainsi, l'hypothèse principale sous-jacente à ce modèle est que les rendements boursiers ne sont influencés que par les facteurs fondamentaux financiers, excluant donc l'influence potentielle de certains facteurs macroéconomiques.

D'autres auteurs ont plutôt tenter d'expliquer les rendements boursiers à l'aide de facteurs macroéconomiques, puisque ceux-ci fournissent une bonne approximation du risque systématique présent dans l'ensemble de l'économie réelle. Ainsi, la production industrielle, la prime

de risque du marché, les changements dans la courbe de rendement et l'inflation non-anticipée (Chen, Roll et Ross, 1986) sont également tous incorporés dans les rendements boursiers américains. Des résultats semblables ont été montrés pour le prix du pétrole et les rendements boursiers de différents pays (Park et Ratti, 2007), pour le prix des matières premières (Black, Klinkowska et McMillan, 2014) ainsi que pour le taux de change (Jorion, 1990 et Dominguez et Tesar, 2006). Par conséquent, l'exclusion des facteurs macroéconomiques dans le modèle de Fama-French peut causer des distortions dans les résultats (Petkova, 2006). Selon l'auteur, les facteurs financiers du modèle de Fama-French perdent leur significativité une fois que les facteurs macroéconomiques sont pris en compte. Les facteurs macroéconomiques seraient par conséquent des proxies pour les facteurs financiers.

Le présent mémoire vise à incorporer les facteurs de risque macroéconomique dans l'analyse de Fama et French (1992) afin de tester l'hypothèse selon laquelle le modèle de Fama-French capte l'entièreté du risque pris en compte par le marché. Ainsi, les facteurs macroéconomiques ne devraient pas avoir de pouvoir explicatif lorsque les facteurs financiers et macroéconomiques sont conjointement inclus dans le modèle pour les rendements boursiers canadiens, une analyse toujours absente dans la littérature. Cette hypothèse est testée à partir d'un modèle de Fama-French augmenté de facteurs macroéconomiques, soit :

- la variation mensuelle en pourcentage de l'indice du taux de change effectif de la Banque du Canada ;
- l'écart mensuel entre les taux de long terme (10 ans) et ceux de court terme (3 mois) ;
- la variation mensuelle en point de pourcentage des taux de court terme ;
- la variation mensuelle en pourcentage de l'indice des produits de base de la Banque du Canada.

Les estimations, réalisées à l'aide d'un échantillon de 200 firmes canadiennes cotées en continu à la bourse de Toronto (Toronto Stock Exchange) de février 2000 à janvier 2015, montrent que parmi les facteurs macroéconomiques, seulement les facteurs du taux de change et de l'écart des taux d'intérêt sont significativement différents de zéro. Le facteur du taux de change n'est statistiquement significatif que pour les rendements des moyennes entreprises, soient celles qui sont assez grandes pour être engagées dans le commerce international, sans toutefois avoir les ressources financières pour effectuer des opérations de couverture sur les marchés financiers afin de mitiger le risque de change. Le facteur de l'écart des taux d'intérêt

est quant à lui significatif pour les rendements des petites et moyennes entreprises. Par ailleurs, le pouvoir explicatif des facteurs financiers varie par rapport aux résultats de Fama et French (1992). Ainsi, seulement les rendements des petites et moyennes entreprises seraient influencés par le facteur de taille, alors que seulement ceux des grandes entreprises seraient influencés par le facteur de valeur. L'hypothèse selon laquelle les facteurs macroéconomiques n'ont pas de pouvoir explicatif lorsqu'ils sont inclus dans le modèle de Fama-French est par conséquent rejetée.

Le premier chapitre du présent mémoire présente une revue de la littérature financière traitant de l'influence des facteurs financiers et macroéconomiques sur les rendements boursiers. Le second chapitre décrit le modèle utilisé pour les estimations, suivi du troisième chapitre qui présente une description des données ainsi que de la procédure utilisée pour la construction des portefeuilles nécessaire afin de générer certaines variables du modèle. Finalement, le quatrième chapitre présente les résultats empiriques du modèle pour la période allant de février 2000 à janvier 2015, puis pour différentes sous-périodes afin d'estimer si les résultats avant la crise financière de 2008 divergent de ceux après la crise.

Chapitre 1

Revue de la littérature

La gestion de portefeuille revêt une importance particulière dans la littérature en raison de la recherche constante de situation d'arbitrage permettant d'engendrer des rendements excédentaires sur les marchés boursiers. À cette gestion sont associés divers facteurs de risque influençant la prise de décision des investisseurs. Il existe ainsi de nombreux articles traitant de ces facteurs de risques inhérents aux rendements boursiers pouvant être scindés en deux parties : l'une portant sur l'analyse de facteurs financiers, et l'autre portant sur l'analyse de facteurs macroéconomiques. L'existence de ces deux sphères d'analyse est expliquée par le fait qu'il existe un lien ambiguë entre les marchés financiers et l'économie réelle, un phénomène illustré à la blague par Paul Samuelson, récipiendaire du prix Nobel d'économie en 1970, alors que celui-ci affirmait que «les marchés financiers avaient prédit neuf des cinq dernières récessions». Le présent chapitre présentera d'abord la littérature portant sur l'analyse des facteurs financiers, puis la littérature portant sur les facteurs macroéconomiques.

1.1 Analyse de facteurs financiers

L'inclusion de facteurs financiers dans l'analyse des rendements boursiers est principalement expliquée par l'absence de validité empirique du modèle d'évaluation des actifs financiers (MÉDAF – ou *Capital Asset Pricing Model (CAPM)*) proposé par Sharpe (1964) et Lintner (1965)¹, selon lequel les rendements espérés d'un titre dépendent de la prime de risque du marché, soit la différence entre le rendement du marché et celui d'un actif sans risque, tel qu'un

1. Le modèle de Sharpe-Lintner est présenté de façon extensive dans le Chapitre 2.

bon du Trésor américain. Les résultats empiriques peu concluants du MÉDAF ont pavé la voie à de nombreux auteurs afin d'identifier d'autres facteurs de risque financiers qui auraient un pouvoir explicatif sur les rendements boursiers aux États-Unis. Litzenberger et Ramaswamy (1979) se sont intéressés à la relation entre le taux de dividende, soit le ratio entre le dividende par action par rapport au prix par action, et les rendements boursiers américains de 1936 à 1977. Les auteurs ont notamment démontré l'existence d'une relation linéaire positive entre les rendements espérés et le taux de dividende. En utilisant comme variable d'intérêt le ratio cours-bénéfice, une mesure de valeur des actions, Basu (1977) conclut que les firmes ayant un ratio cours-bénéfice plus faible enregistrent en moyenne des rendements plus élevés. Ce résultat réfute en partie l'hypothèse de la théorie des marchés efficients du MÉDAF, stipulant que l'information est reflétée dans les prix des actions en temps réel. Il existerait des délais avant que l'information soit complètement incorporée dans les prix, suggérant ainsi que le ratio cours-bénéfice contienne de l'information sujète à engendrer des rendements excédentaires dans les périodes futures. Rosenberg, Reid et Lanstein (1985), ainsi que Stattman (1980) arrivent à un résultat similaire en utilisant une mesure de valeur alternative, le ratio *book-to-market*, appuyant le rejet de l'hypothèse des marchés efficients. Ainsi, les firmes ayant un ratio *book-to-market* plus élevé enregistrent en moyenne des rendements plus élevés, suggérant que cette variable contienne, comme le ratio cours-bénéfice, de l'information relatives aux opportunités d'investissements futures des firmes qui se traduirait par des rendements excédentaires non-expliqués par le modèle de Sharpe-Lintner.

Banz (1980) estime toutefois qu'une mauvaise spécification du MÉDAF serait à l'origine de la faiblesse empirique du modèle plutôt qu'un rejet de l'hypothèse des marchés efficients proposé par Basu (1977). En contrôlant pour le risque du marché, il conclut que les firmes ayant une faible capitalisation boursière enregistrent des rendements plus élevés que celles à grande capitalisation boursière. Une hypothèse avancée par Banz pour expliquer la signification du facteur de taille est qu'il est fort probable que le flux d'information disponible soit positivement corrélée avec la taille des firmes. Ainsi, une faible proportion d'investisseurs seraient prêt à détenir des actions de petites entreprises, entraînant des rendements plus élevés pour ces actions comparativement à celles de grandes firmes détenues par une majorité d'investisseurs. Une extension de l'analyse de Banz est proposée par Bhandari (1988) en introduisant dans le modèle le ratio dette/capitaux propres, afin de capter le niveau d'endettement des firmes (effet

de levier). En contrôlant pour le risque de marché et la taille, Bhandari démontre l'existence d'une relation linéaire positive entre le ratio dette-capitaux propres et les rendements des firmes. Le niveau d'endettement des firmes capterait ainsi une partie du risque inexpliquée par le MÉDAF.

À la lumière de ces résultats, Fama et French (1992) postulent l'hypothèse que certaines variables sont redondantes, telles que la taille des firmes, ainsi que les ratios cours-bénéfice, dette-capitaux propres et *book-to-market* puisque celles-ci constituent toutes des variables financières dérivées selon le prix des actions. Ils estiment donc un modèle en coupe transversale à trois facteurs en réponse aux nombreux résultats empiriques démontrant les aspects multiples du risque inhérent aux rendements boursiers, contrairement au modèle de Sharpe-Lintner où seulement le facteur de risque du marché est pris en compte. Les auteurs démontrent que l'aspect multidimensionnel du risque est capté par les facteurs de risque du marché, de taille et du ratio *book-to-market* pour les actions américaines durant la période allant de 1963 à 1990². Ces facteurs absorbent donc le pouvoir explicatif des ratios cours-bénéfice et dette-capitaux propres.

Fama et French (1993) approfondissent leur analyse en bonifiant le modèle à trois facteurs de façon à ce que celui-ci explique également les rendements des obligations. Selon les auteurs, puisque les marchés financiers sont relativement intégrés, un seul modèle devrait être en mesure d'expliquer les rendements des actions et des obligations aux États-Unis. Les rendements des obligations gouvernementales et corporatives sont donc ajoutés comme variables dépendantes dans le modèle, alors que la structure des taux d'intérêt ainsi qu'un facteur de défaut sont ajoutés comme variables explicatives. De plus, une méthodologie en série temporelle est utilisée pour estimer le modèle, plutôt qu'une analyse en coupe transversale telle qu'utilisée dans le modèle initial (1992). Pour les rendements des actions, les résultats sont similaires, c'est-à-dire que les facteurs de taille et de valeur captent la majeure partie de la variation des rendements. Pour les obligations, les facteurs de la structure des taux d'intérêt et de défaut expliquent les variations des rendements. Fama et French (1996) montrent également que les anomalies du MÉDAF, représentées par la partie des rendements non expliqués par le modèle, disparaissent lors de l'estimation du modèle à trois facteurs, soit la prime de risque de marché, ainsi que les facteurs de taille et de valeur.

2. Une description des facteurs de taille et du ratio *book-to-market* est présenté dans le Chapitre 2.

Afin de vérifier si les résultats sont robustes à l'échelle internationale, Fama et French (1998) estiment un modèle à deux facteurs, soit la prime de risque du marché captée par la différence entre le rendement de l'indice boursier mondial MSCI et celui des Bons du Trésor américains, ainsi qu'un facteur de valeur internationale, afin d'expliquer les rendements boursiers des États-Unis et de 12 pays. Les résultats montrent que le facteur de valeur est incorporé dans le prix des actions des 13 pays étudiés. Les auteurs précisent toutefois que le modèle ne fournit qu'une manière parcimonieuse d'expliquer les tendances des rendements boursiers internationaux. Griffin (2002) teste quant à lui l'hypothèse selon laquelle le modèle à trois facteurs de Fama et French est valide à l'échelle mondiale, en analysant les rendements des États-Unis, du Japon, du Canada et du Royaume-Uni. Pour ce faire, l'auteur pondère les facteurs selon les poids des pays. Les résultats montrent que le modèle ne peut complètement expliquer la variation des rendements boursiers à l'échelle internationale, alors que les modèles domestiques (spécifiques à chaque pays) ont un meilleur pouvoir explicatif que le modèle international. Les conclusions suggèrent qu'il n'y a aucun bénéfice à appliquer le modèle à facteurs de Fama et French dans un contexte international.

1.2 Analyse de facteurs macroéconomiques

Il est de croyance commune que les marchés boursiers réagissent aux données économiques, telles que le PIB, la production industrielle et le taux de chômage, puisque celles-ci fournissent une bonne approximation du risque systématique présent dans l'ensemble de l'économie réelle, contrairement aux facteurs financiers qui fournissent des mesures de risque spécifique pour chaque firme. Ces facteurs de risque financiers peuvent également être éliminés en diversifiant le portefeuille, alors qu'il n'est pas possible d'éliminer le risque systématique. Ces indicateurs macroéconomiques peuvent ainsi contenir de l'information par rapport aux conditions économiques futures qui serait intégrée dans les prix des actifs sur les marchés financiers.

Sous cette hypothèse, Chen, Roll et Ross (1986) tentent d'identifier les variables économiques auxquelles les marchés boursiers sont les plus sensibles. Les auteurs soulignent d'emblée que, malgré le fait que la relation entre les marchés boursiers et l'économie réelle ne soit pas unidirectionnelle, les prix des actifs financiers sont plus susceptibles d'être influencés par des forces externes que par la volatilité des marchés boursiers. Théoriquement, la valeur fondamentale du prix des actions représente la valeur actualisée des dividendes futurs. Par conséquent,

les variables qui influencent la valeur réelle des dividendes versés par les firmes ainsi que le taux d'actualisation sont indentifiées comme les variables exogènes du modèle. Ils concluent que la production industrielle, la prime de risque du marché, les changements dans la courbe de rendement et l'inflation non-anticipée ont toutes, à des degrés différents, un pouvoir explicatif sur les rendements boursiers. Virk (2012) propose une analyse similaire, appliquée pour les données finlandaises. En étudiant les rendements boursiers mensuels allant de 1993 à 2008, il estime un modèle d'évaluation des actifs augmenté de facteurs macroéconomiques. Conformément aux résultats de Chen *et collab.*, il conclut que la structure des taux d'intérêt, ainsi que la variation anticipée et non-anticipée de l'inflation ont un effet significatif sur les rendements boursiers. En outre, Virk démontre que la variation du taux de change est également incorporée dans le prix des actions. Il note cependant qu'étant donné que les prix de titres boursier sont volatils et fluctuent en temps réel, il est fort probable que l'information macroéconomique soit déjà incorporée dans les prix avant leur annonce publique puisque celle-ci contiennent de l'information agrégée des périodes précédentes.

Plusieurs auteurs ont donc porté leur attention sur les variables économiques qui varient de façon continue sur les marchés. Park et Ratti (2008) étudient la relation entre les rendements boursier et les chocs pétroliers, ainsi que la volatilité du prix du pétrole pour les États-Unis et 13 pays européens durant la période allant de 1986 à 2005. L'attrait d'étudier cette relation pour plusieurs pays vient du fait qu'en procédant ainsi, les auteurs sont en mesure de dégager les facteurs de risque systématique, plutôt que ceux qui sont spécifiques à chaque pays. Ils concluent que le prix mondial du pétrole, représenté par le prix en parité des pouvoirs d'achats du pétrole Brent³, a un effet significatif sur les rendements boursiers de tous les pays étudiés. L'ajustement en parité des pouvoirs d'achats du prix du Brent permet notamment d'éviter que les effets ne soient contrebalancés par les variations du taux de change causé par les variations du prix du pétrole. Black, Klinkowska et McMillan (2014) proposent quant à eux un modèle afin d'analyser la relation entre les rendements boursiers américains et le prix de plusieurs matières premières, contrastant ainsi avec l'analyse de Park et Ratti, alors que ces derniers étudient plusieurs marchés boursiers et une seule commodité, soit le pétrole. Black *et collab.* utilisent la variation en pourcentage trimestrielle de l'indice boursier S&P 500 pour mesurer les rendements boursiers, alors que le prix des commodités est capté par l'indice S&P

3. Le Brent représente le principal prix de référence pour le pétrole sur les marchés mondiaux.

GSCI (Goldman Sachs Commodity Index) qui regroupe le prix de 24 matières premières⁴. Les auteurs démontrent qu'il existe une forte relation à long terme entre les rendements boursiers et le prix des matières premières, alors qu'à court terme cette relation semble être faible. Ce résultat est conforme avec l'hypothèse que le prix des matières premières représente une bonne mesure de la demande agrégée, et par conséquent, de l'état de l'économie réelle à long terme.

D'autres auteurs se sont intéressés à la relation entre les rendements boursiers et le taux de change, puisque les firmes cotées en bourse sont susceptibles d'être exposées à un risque de change par le truchement de deux canaux de transmission, soit par le coût des biens exportés et le coût des intrants de production importés. Jorion (1990) étudie la relation entre les rendements boursier de firmes multinationales américaines et l'exposition au risque de change, capté par le volume d'opérations outre-mer de ces firmes. À l'aide d'un modèle de régression simple, l'auteur démontre que les rendements boursiers de portefeuilles constitués de firmes ayant un niveau élevé d'opérations internationales sont plus exposés aux risque de change que ceux constitués de firmes n'ayant aucune opération internationale. Doidge, Griffin et Williamson (2006) arrivent à un résultat similaire dans une étude menée auprès de 18 000 firmes provenant de 18 pays. Ainsi, les firmes ayant un grand volume de ventes internationales enregistrent des rendements supérieurs (inférieurs) à ceux des firmes n'ayant aucunes ventes internationales dans les périodes de dépréciation (appréciation) du taux de change dans la majorité des pays étudiés. Toutefois, conformément aux résultats de Jorion (1990), les auteurs concluent que les variations du taux de change ont peu de pouvoir explicatif sur les rendements individuels. Une approche par portefeuille devrait ainsi être privilégiée pour des études subséquentes.

Dominguez et Tesar (2006) adoptent une méthodologie similaire pour un échantillon de huit pays, soit le Chili, la France, l'Allemagne, l'Italie, le Japon, les Pays-Bas, le Royaume-Uni et la Thaïlande. La mesure de taux de change diffère toutefois de celle typiquement utilisée dans la littérature, soit un panier de devises pondérés par les échanges. Selon les auteurs, l'utilisation de cette mesure peut potentiellement biaiser les résultats si les firmes d'un pays ne sont exposées qu'à certaines devises dans le panier. Ainsi, en plus du panier de devises, les auteurs utilisent le taux de change de la devise nationale par rapport au dollar américain et par rapport au principal partenaire commercial. Dans un premier temps, les résultats montrent que pour

4. L'indice est composé de 24 matières premières réparties dans cinq secteurs, soit ceux de l'énergie, des métaux industriels, de l'agriculture, du bétail et des métaux précieux

cinq des huit pays analysés, 20% des firmes sont exposées aux changements hebdomadaires d'au moins une mesure du taux de change. Ce pourcentage grimpe à 30% lorsque l'analyse est effectuée au niveau des industries. À partir de ces coefficients obtenus, les auteurs montrent que la taille des firmes et l'engagement dans le commerce international sont des facteurs d'exposition aux variations du taux de change. Les petites firmes, ainsi que celles avec des ventes et des actifs outre-mer seraient donc plus exposées aux variations du taux de change.

Contrairement aux études antérieures, Kolari, Moorman et Sorescu (2008) proposent un modèle similaire à celui de Fama-French-Cahart⁵ en ajoutant la variation du taux de change américain comme variable explicative durant la période de 1973 à 2002. Les auteurs concluent que les firmes plus exposées aux variations du taux de change enregistrent en moyenne des rendements inférieurs, et que la relation entre les rendements et les variations de change sont non-linéaire, contrairement aux résultats d'études antérieures. En utilisant une méthodologie similaire, Apergis, Artikis et Sorros (2011) arrivent aux mêmes résultats pour l'Allemagne, soit que la relation est non linéaire et que les firmes avec une plus forte sensibilité aux variations du taux de change, capté par un panier de devises pondérés par les échanges, enregistrent des rendements plus faible par rapport à celles qui sont moins exposées. Les auteurs trouvent également que les firmes de petite taille ont une exposition accrue aux taux de change, suggérant que les petites entreprises engagées dans le commerce international ont moins de ressources financières pour effectuer des opérations de couverture afin de mitiger le risque de change.

En analysant simultanément les facteurs financiers et macroéconomiques, Petkova (2006) conclut plutôt que, une fois les facteurs macroéconomiques pris en compte, soit le taux de rendement de court terme, l'écart entre les taux de long et de court terme, le taux de dividende agrégé ainsi que l'écart entre le taux de rendement de long terme des obligations corporatives Baa et celui des obligations gouvernementales, les facteurs de taille et du ratio *book-to-market* du modèle de Fama-French perdent leur significativité, suggérant ainsi que les facteurs financiers ne seraient que des proxies pour ces facteurs macroéconomiques qui capturent les opportunités d'investissements futures aux États-Unis.

Le présent mémoire fait le pont entre l'analyse de facteurs financiers et macroéconomiques conformément à l'analyse de Apergis *et collab.* (2011), en proposant une extension du modèle de Fama-French afin de vérifier l'hypothèse selon laquelle les facteurs financiers capturent en

5. Cahart a ajouté un facteur de momentum au modèle initial de Fama-French.



grande partie le risque associé aux facteurs macroéconomiques. Ces derniers ne devraient donc pas avoir de pouvoir explicatif supplémentaire dans l'étude des rendements boursiers canadiens.

Chapitre 2

Modèle

2.1 Le modèle de Fama-French

Le modèle utilisé pour l'analyse empirique est une extension du modèle à facteurs proposé par Fama et French (1992), qui lui même est une extension du modèle d'évaluation des actifs financiers (MÉDAF) proposé par Sharpe (1964) et Lintner (1965). Le MÉDAF est un modèle offrant une relation simple et intuitive afin de mesurer les rendements espérés d'un actifs en fonction du niveau de risque, exprimé par l'équation suivante :

$$E(R_i) = R_f + \beta_{i,m}[E(R_m) - R_f], \quad (2.1)$$

où les rendements espérés $E(R_i)$ de l'actif i sont exprimés en fonction de la prime de risque du marché $[E(R_m) - R_f]$ ainsi que du rendement d'un actif sans risque R_f , généralement un Bon du Trésor. Puisque $\beta_{i,m}$ représente la pente de la régression du rendement de l'actif i sur les rendements du marché R_m , il capte la sensibilité du rendement l'actif par rapport au variation du rendement du marché. Formellement, le coefficient $\beta_{i,m}$ est obtenu selon l'équation suivante :

$$\beta_{i,m} = \frac{cov(R_i, R_m)}{\sigma^2(R_m)}$$

Sous les hypothèses du MÉDAF, l'équation (2.1) signifie qu'un investisseur désire maximiser le rendement tout en minimisant le risque (*mean-variance*) et que le portefeuille de marché doit satisfaire cette hypothèse. Ainsi, le modèle prédit que le rendement espéré d'un actif ou d'un portefeuille i représente le rendement sans risque plus la prime de risque du marché multipliée par le beta. Toutefois, le modèle repose sur plusieurs hypothèses restrictives, la plus

importante étant celle postulant que les investisseurs ne se préoccupent que de maximiser le rendement d'un titre ou d'un portefeuille tout en minimisant le risque sur un horizon d'une période. Fama et French (1992) ont notamment soulevé cette faiblesse du modèle de Sharpe et Lintner. Selon les auteurs, il est réaliste d'affirmer qu'un investisseur cherche à minimiser le risque et de maximiser le rendement, tout en se souciant de la relation entre le rendement d'un portefeuille et d'autres risques non-corrélés avec le rendement du marché, tels que le revenu de travail et les opportunités d'investissement futures. Ainsi, la variance du rendement du portefeuille ne capte pas certains facteurs de risque additionnels et le beta ne représente plus la meilleure mesure de risque d'un actif ou d'un portefeuille.

Fama et French ont donc proposé un modèle à facteurs offrant des résultats plus robustes que ceux du MÉDAF, puisqu'il inclut des facteurs de risque non corrélés au risque du marché et qui ne sont pas captés dans le modèle de Sharpe-Lintner. Formellement, le modèle à facteurs de Fama et French est donné par l'équation suivante :

$$(R_i - R_f)_t = \alpha_{it} + \beta_{i,m}(R_m - R_f)_t + \beta_{i,s}SMB_t + \beta_{i,h}HML_t + \varepsilon_{it}, \quad (2.2)$$

où $(R_{i,t} - R_{f,t})$ représente le rendement excédentaire en pourcentage de l'actif i et les variable SMB_t (*small-minus-big*) et HML_t (*high-minus-low*) représentent les facteurs de taille et de valeur respectivement. Le facteur de taille capte la différence entre les rendements moyens d'un portefeuille de grandes firmes et ceux d'un portefeuille de petites firmes, la taille des firmes étant mesurée sur la base de la capitalisation boursière, soit le nombre d'actions émises multiplié par le prix de celles-ci. Le facteur de valeur est capté par le ratio *book-to-market* des entreprises, qui représente le ratio entre la valeur comptable d'une action (*book equity*), soit l'actif net d'une entreprise divisé par le nombre d'actions émises, et la valeur marchande d'une action (*market equity*), soit son prix de vente. Le ratio *book-to-market* constitue donc une mesure permettant de déterminer si une action est sur-évaluée ou sous-évaluée par rapport à son prix de vente. Un ratio supérieur à 1 indique que l'action se transige à un prix inférieur à sa valeur comptable, indiquant que l'action est sous-évaluée. Inversement, un ratio inférieur à 1 indique que l'action est sur-évaluée, puisqu'elle se transige à un prix supérieur à sa valeur comptable. Par conséquent, le ratio *book-to-market* représente une variable qui capte la valeur d'un titre et constitue une variable d'intérêt dans l'étude des rendements boursiers.

Le résultat principal du modèle à facteurs de Fama-French suggère que le risque relié aux

rendements boursiers est multidimensionnel. Ainsi, les facteurs de taille et de valeur captent chacun une dimension du risque inexplicée par les rendements du marché du modèle de Sharpe-Lintner. D'autres facteurs financiers, tels que la liquidité et le momentum, ont été ajouté au modèle de Fama-French par certains auteurs¹. Ces facteurs sont ignorés dans la présente analyse, puisqu'il est plutôt supposé que certains facteurs de types économiques sont pris en compte par le marché.

2.2 Le modèle de Fama-French augmenté de facteurs macroéconomiques

Le modèle utilisé dans l'analyse est une extension du modèle de Fama-French, augmenté de facteurs macroéconomiques. Le taux de change canadien, exprimé par l'indice du taux de change effectif du dollar canadien (TCEC)² de la Banque du Canada, l'écart entre les taux de long terme et ceux de court terme, le changement dans les taux de court terme ainsi que la variation mensuelle en pourcentage de l'indice de Fisher des produits de base de la Banque du Canada sont spécifiquement analysés puisque la littérature suggère que ces variables peuvent être importantes dans l'analyse d'évaluation des rendements boursiers. Le modèle non restreint suivant permet ainsi d'estimer ces effets :

$$(R_i - R_f)_t = a_{it} + \beta_i(R_m - R_f)_t + s_iSMB_t + h_iHML_t + t_i\Delta TX_t + \gamma_iSPREAD_t + r_i\Delta R_{f,t} + p_i\Delta PB_t + \varepsilon_{it},$$

où ΔTX_t représente la variation mensuelle en pourcentage du TCEC, $SPREAD_t$ représente l'écart entre les taux de long terme et ceux de court terme, capté par l'écart entre le rendement des obligations du gouvernement canadien à échéance de 10 ans et celles à échéance de 3 mois, $\Delta R_{f,t}$ représente la variation mensuelle en point de pourcentage du taux de court terme (le taux sans risque) et ΔPB_t représente la variation mensuelle en pourcentage de l'indice de Fisher des produits de base de la Banque du Canada³, mesuré en dollars américains. L'inclusion de cette

1. Les analyses empiriques ont démontré que les portefeuilles basés sur les rendements des 6 mois précédents (momentum) ont affiché des rendements positifs les 6 mois suivants (Jegadeesh et Titman, 1993), alors que les actions affichant une plus grande liquidité ont enregistré des rendements plus élevés (Pastor et Stambaugh, 2003)

2. Le taux de change effectif du dollar canadien est un indice produit par la Banque du Canada pondéré par les échanges des six principaux partenaires commerciaux du Canada. Les pondérations de l'indice sont rapportées dans la Table 2.1.

3. L'indice est pondéré par cinq catégories de produits de base, soit les produits énergétiques, les métaux et minéraux, les produits forestiers, les produits agricoles et les produits de la pêche.

variable s'explique par le fait que la structure de l'économie canadienne repose grandement sur l'exploitation des ressources naturelles. En effet, ce secteur a contribué à près de 24% au PIB canadien en 2015⁴. Ainsi, les fluctuations des prix des produits de bases captés par l'indice peuvent avoir des impacts sur la rentabilité des firmes canadiennes, qui à leur tour ont un impact sur les prix des titres boursiers.

TABLEAU 2.1 – Pondération des devises dans l'indice TCEC

Devise	Pondération (%)
Dollar américain	76,18
Euro	9,31
Yen japonais	5,27
Yuan chinois	3,29
Peso mexicain	3,24
Livre sterling	2,71

Source : Banque du Canada.

Puisque l'économie canadienne repose fondamentalement sur ce secteur, le dollar canadien fluctue de façon pro-cyclique par rapport aux prix des produits de base (Graphique 3.2). Un problème de colinéarité pourrait par conséquent être présent en incluant simultanément les variations du taux de change et celles de l'indice des produits de base. Or, la corrélation entre les deux variables n'est que de 0,46, une valeur trop faible pour causer un problème de colinéarité entre ces variables. Les variables des facteurs financiers ont la même signification que dans le modèle de Fama-French présenté dans la section précédente.

Le facteur de l'inflation est volontairement ignoré dans l'analyse, malgré le fait que plusieurs études incluent cette variable dans la modélisation. Cette exclusion s'explique par le fait que la conduite de la politique monétaire de la Banque du Canada est basée sur le ciblage de l'inflation depuis 1991. Ainsi, la croissance du niveau des prix au Canada est demeurée à un niveau stable de 2% en moyenne depuis l'adoption de cette mesure, suggérant que cette variable ne constitue pas un facteur de risque pour les rendements boursiers de par sa stabilité. Les indices macroéconomiques, tels que les indices de confiance des consommateurs et le taux de chômage, sont également exclus de l'analyse. Étant donné que les prix de titres boursiers sont volatils et fluctuent en temps réel, alors que les données macroéconomiques officielles

4. Selon le tableau de classification 379-0028 de CANSIM. Le pourcentage représente la somme des contributions du secteur de l'extraction minière, exploitation en carrière et extraction de pétrole, ainsi que du secteur de l'agriculture, forteristerie, pêche et chasse.

constituent de l'information agrégée de la période précédente, il est probable que l'information macroéconomique soit déjà incorporée dans les prix avant leur annonce publique. Il est ainsi préférable d'utiliser des variables économiques qui varient en temps réel (Virk, 2012), tels que le taux de change et la structure des taux d'intérêt.

L'hypothèse de base de la présente étude est que si les facteurs financiers captent le risque associé aux rendements boursiers canadiens, alors les facteurs macroéconomiques ne devraient pas avoir de pouvoir explicatif supplémentaire sur la variation des rendements. Toutefois, il est possible que l'inclusion de facteurs macroéconomiques réduise le pouvoir explicatif des facteurs financiers. Ces derniers ne seraient alors que des proxies pour les risques économiques, conformément aux résultats de Petkova (2006)⁵.

5. Petkova utilise des facteurs économiques qui captent les opportunités d'investissements futures pour les firmes, soit le taux de rendement de court terme, l'écart entre les taux de long et de court terme, le taux de dividende agrégé ainsi que l'écart entre le taux de rendement de long terme des obligations corporatives Baa et celui des obligations gouvernementales.

Chapitre 3

Données

Le Tableau 3.1 présente un résumé des variables économiques et financières utilisées dans l'analyse.

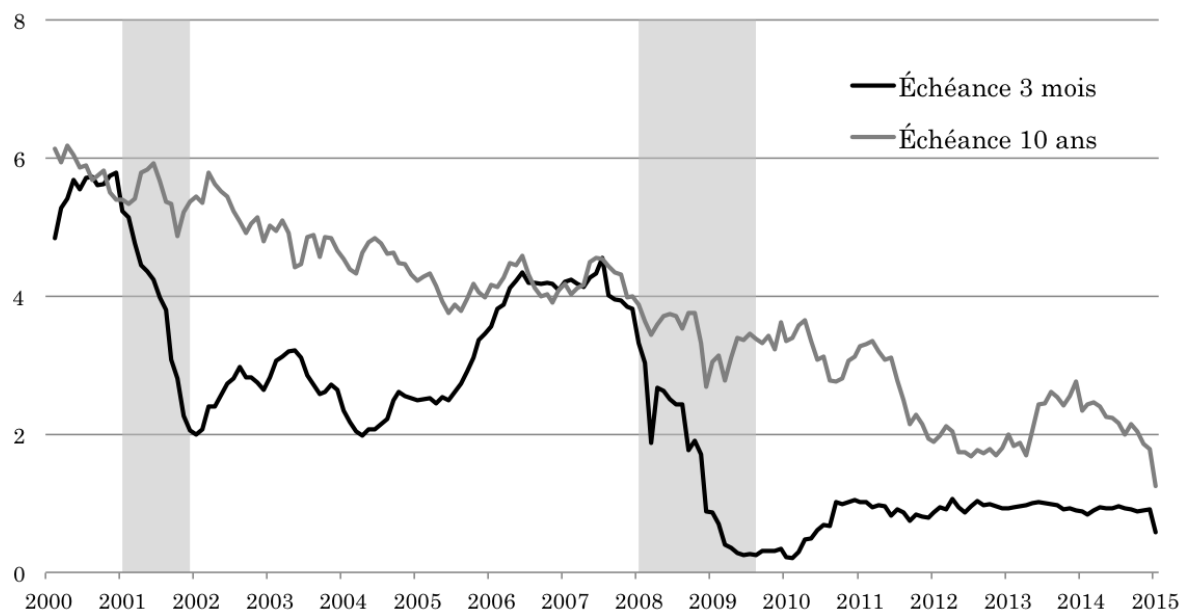
TABLEAU 3.1 – Sommaire des variables

Variable	Définition	Moyenne	Écart-type
$(R_m - R_f)_t$	Prime de risque du marché	0,20	4,21
SMB_t	Facteur de taille des firmes	1,17	5,22
HML_t	Facteur de valeur des actions	1,09	3,91
ΔTX_t	Variation mensuelle en pourcentage de l'indice TCEC	0,12	1,75
$SPREAD_t$	Écart entre les taux de long et de court terme	0,12	0,08
$\Delta R_{f,t}$	Variation mensuelle en point de pourcentage du taux de court terme (taux sans risque)	0,00	0,02
ΔPB_t	Variation mensuelle en pourcentage de l'indice de Fisher des produits de base de la Banque du Canada	0,33	5,43

Le Graphique 3.1 présente l'évolution de l'écart des rendements entre les obligations de long et de court termes. Historiquement, les rendements des obligations de long terme ont été supérieurs à ceux des obligations de court terme. Toutefois, les deux récessions survenues depuis le début des années 2000 ont été précédées par un inversement des courbes de rendements des obligations gouvernementales canadiennes. En effet, les rendements des obligations de court terme ont excédé ceux des obligations de long terme avant la récession de 2001 et celle de 2008, suggérant que la structure des taux d'intérêt a un impact sur les rendements boursiers au Canada, puisque les récessions ont été accompagnées de corrections boursières (Graphique

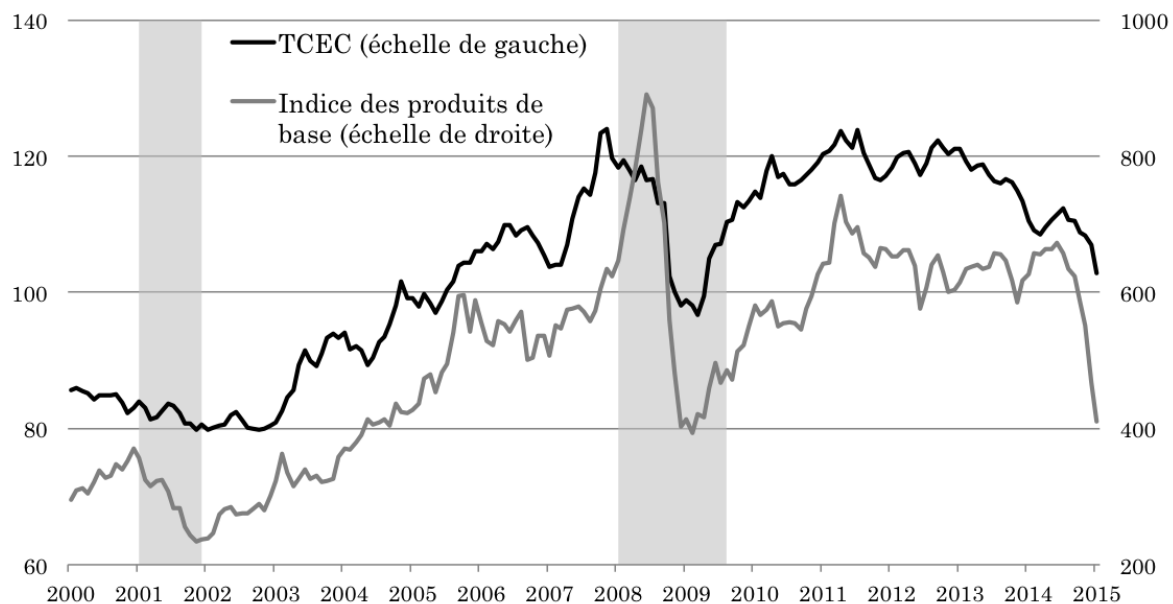
3.4).

GRAPHIQUE 3.1 – Rendements des obligations du gouvernement canadien



Note : Les zones ombragées correspondent à des périodes de récession.

GRAPHIQUE 3.2 – Évolution de l'indice TCEC (1992=100) et de l'indice des produits de base

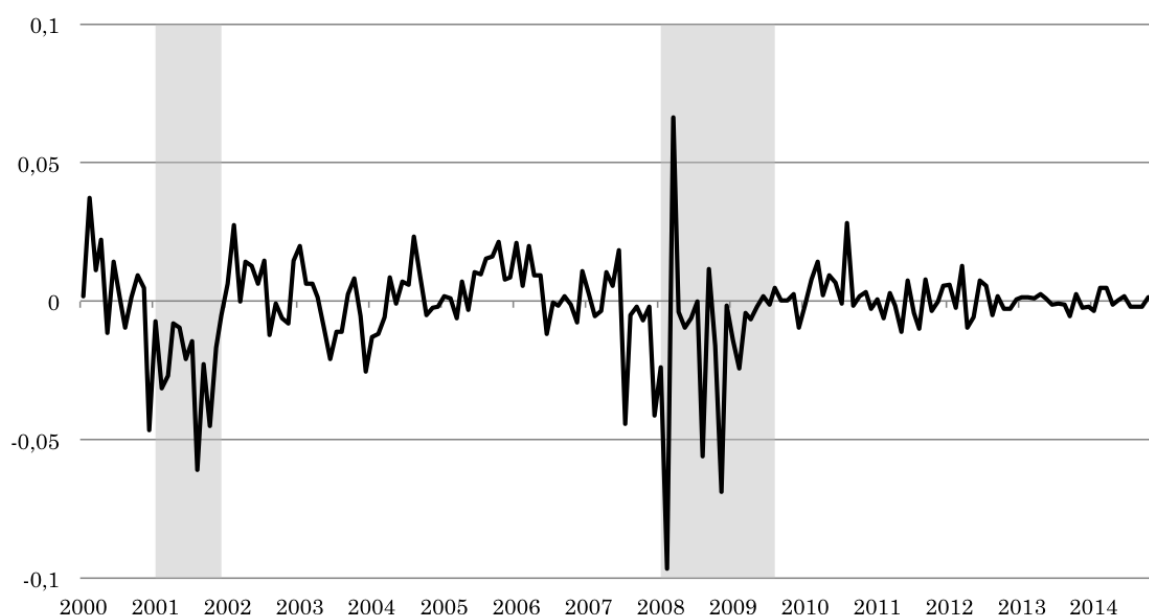


Note : Les zones ombragées correspondent à des périodes de récession.

Le Graphique 3.2 présente l'évolution de l'indice TCEC et de l'indice des produits de base.

Les variations à la hausse et à la baisse indiquent une appréciation et une dépréciation du dollar canadien respectivement par rapport aux autres devises de l'indice. Le dollar canadien s'est fortement apprécié entre 2000 et 2008, principalement en raison de la forte progression des prix mondiaux du pétrole. Par contre, depuis la récession de 2008, les fluctuations du dollar canadien ont été plus volatiles, celui-ci atteignant un sommet en 2011 pour ensuite chuter près du creux atteint pendant la récession. Le graphique présente de façon éloquent la forte interrelation entre le taux de change canadien et le prix des matières premières. Le Graphique 3.3 présente la variation en point de pourcentage du taux sans risque, capté par le rendement des obligations gouvernement canadien à échéances de 3 mois. Ce facteur peut être pris en compte par le marché boursier puisque celui-ci représente le coût d'opportunité de l'emprunt. Les variations du taux sans risque ont notamment enregistré une volatilité accrue lors de la récession de 2008.

GRAPHIQUE 3.3 – Changement en point de pourcentage du rendement mensuel des obligations canadiennes à échéance 3 mois



Note : Les zones ombragées correspondent à des périodes de récession.

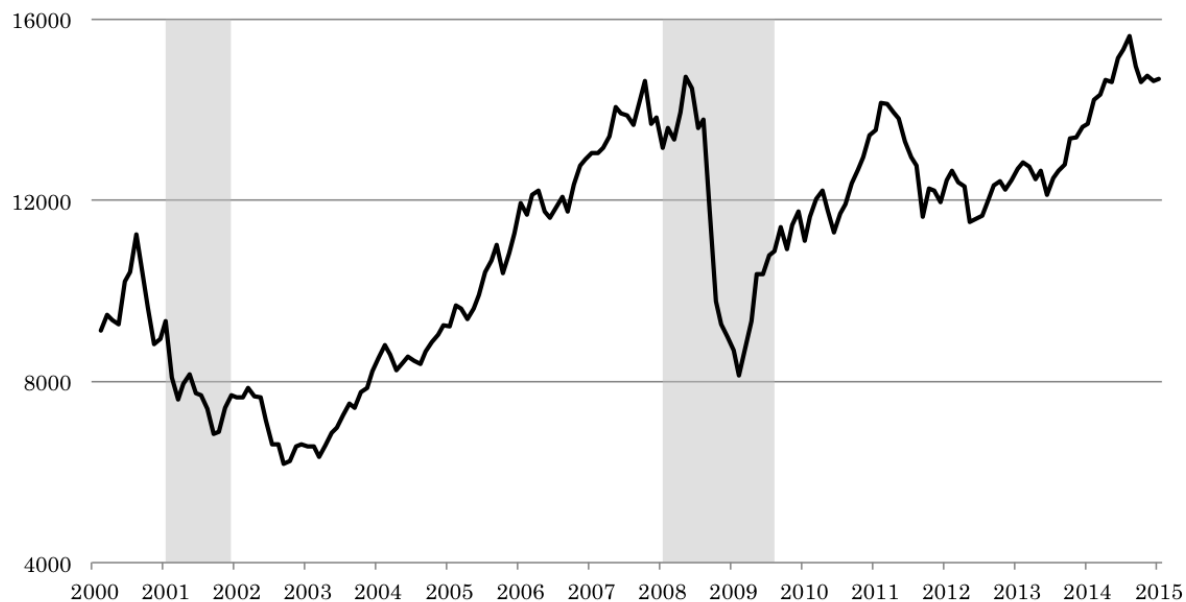
3.1 Rendements boursiers

Le MÉDAF prédit que le rendement du marché devrait affecter significativement les rendements individuels des 200 firmes de l'échantillon. L'indice S&P/TSX Composite est utilisé



pour calculer le rendement mensuel du marché, afin d'obtenir la prime de risque du marché du MÉDAF. Le Graphique 3.4 présente l'évolution de cet indice. Celui-ci a connu une croissance soutenue à la suite de la récession du début des années 2000, pour ensuite chuter fortement durant la récession de 2008. La période post-2008 a par la suite été caractérisée par une volatilité accrue par rapport à la période pré-2008. L'indice a sensiblement stagné entre 2009 et 2013, pour ensuite atteindre un sommet historique en 2014.

GRAPHIQUE 3.4 – Évolution de l'indice boursier S&P/TSX Composite



Note : Les zones ombragées correspondent à des périodes de récession.

Les données utilisées afin d'estimer les impacts de facteurs macroéconomiques sur les rendements boursiers proviennent du Toronto Stock Exchange (TSX), le marché boursier le plus important au Canada avec 1515 firmes listées en date du 31 octobre 2014¹. L'échantillon compte un total de 200 entreprises qui sont listées en continu sur le TSX, soit 13% du total des firmes, de février 2000 à janvier 2015. Cette faible proportion de firmes sélectionnées s'explique principalement par le fait que deux contraintes devaient être respectées, réduisant considérablement la taille de l'échantillon. D'abord, les firmes devaient être cotées en bourse depuis 2000 afin d'avoir une période suffisamment longue pour couvrir environ deux cycles économiques, en plus d'être listées en continu. Puis, les données comptables des entreprises devaient être disponibles afin d'avoir accès aux ratios *book-to-market*. En effet, plusieurs firmes respec-

1. Source : TMX.

taient la première contrainte, alors que les données comptables étaient manquantes. Toutefois, l'échantillon représente 48% du total des firmes listées sur le TSX en termes de capitalisation boursière, et ce, malgré qu'il inclut seulement 13% du total des firmes. Ce phénomène s'explique par le fait que la période étudiée débute en 2000. Ainsi, il est supposé que les firmes ayant survécues en bourse depuis 2000 sont susceptibles d'être plus importantes en termes de capitalisation boursière, ce qui expliquerait pourquoi une petite proportion de firmes représentent près de la moitié de la capitalisation boursière totale du TSX. De plus, l'échantillon contient 200 des 347 entreprises introduites en bourse sur le Toronto Stock Exchange depuis au moins janvier 2000, soit près de 59% du bassin de firmes disponibles pour l'étude. Les données des facteurs financiers ont été extraites à partir de Datastream, alors que celles des facteurs macroéconomiques ont été extraites à partir de Bloomberg.

3.2 Construction des portefeuilles

L'évaluation de l'impact des facteurs financiers sur les rendements boursiers canadiens requière la construction de différents portefeuilles se basant sur le modèle à facteurs de Fama-French (1992), qui permet de contrôler pour la taille des firmes ainsi que pour le ratio *book-to-market*. La construction des portefeuilles se fait en deux étapes ; la première se base sur le critère de la taille alors que la seconde se base sur le critère du ratio *book-to-market*.

La première étape consiste à classer par ordre croissant les entreprises selon leur capitalisation boursière, en retenant les 75 plus petites et les 75 plus grandes. Ainsi, 50 firmes de l'échantillon initial sont exclues afin de capter clairement l'effet de la taille des entreprises sur les rendements boursiers. Cette façon de procéder permet d'éviter des cas ambigus où la capitalisation boursière de la dernière petite firme serait trop près de celle de la première grande firme. En excluant les 50 firmes du milieu, la frontière entre les petites capitalisation boursière et les grandes est suffisamment étendue pour éliminer toute ambiguïté. La seconde étape consiste à ordonner par ordre croissant les 75 firmes des portefeuilles de petite et grande capitalisation boursière selon les ratios *book-to-market*, en formant trois portefeuilles de 25 entreprises chacun. Ainsi, chaque portefeuille de firmes à petite capitalisation boursière génère trois portefeuilles basés sur le ratio *book-to-market*, dénotés SL (*small-low*), SM (*small-medium*) et SH (*small-high*) pour les firmes ayant un ratio *book-to-market* faible, moyen et élevé respectivement. Parallèlement, les portefeuilles de firmes à grande capitalisation boursière génèrent les

portefeuilles dénotés BL (*big-low*), BM (*big-medium*) et BH (*big-high*).

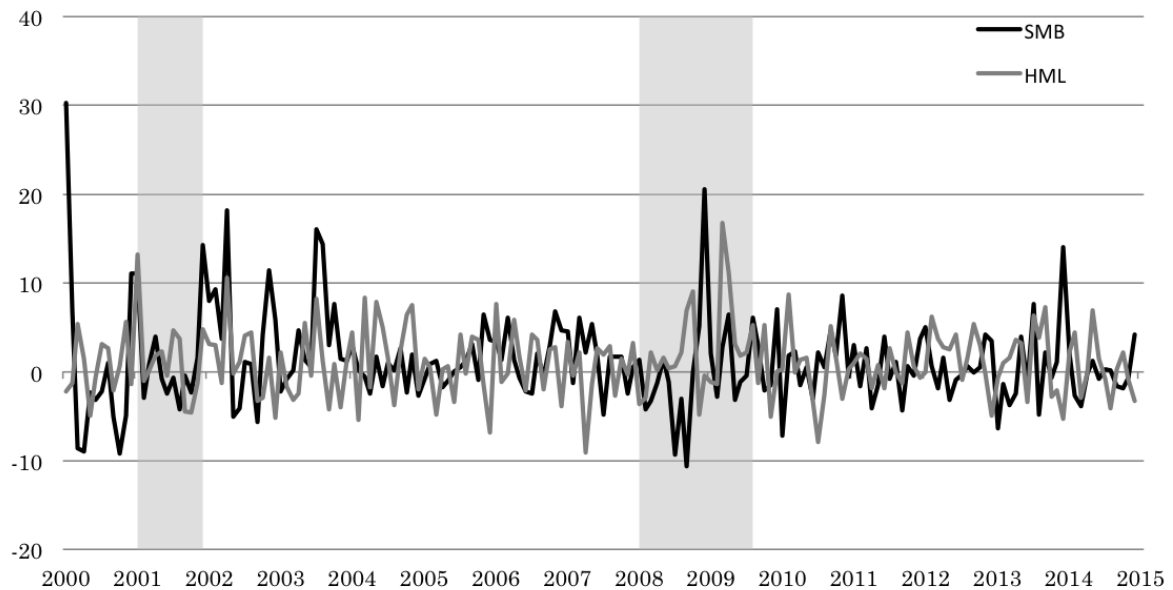
TABLEAU 3.2 – Construction des portefeuilles

Capitalisation boursière	Ratio <i>book-to-market</i>	Portefeuille
Petite	Élevé	SH
	Moyen	SM
	Faible	SL
Grande	Élevé	BH
	Moyen	BM
	Faible	BL

La première variable à contruire (*SMB* – ou *small-minus-big*) capte l’effet de la taille des firmes sur les rendements boursiers. La relation théorique entre les rendements boursiers et la taille d’une firme prédit qu’en moyenne, les firmes de petite taille enregistrent des rendements plus élevés. Cette relation a notamment été confirmée par Banz (1981), ainsi que par Fama et French (1992) dans leurs analyses portant sur les rendements boursiers américains. Les statistiques descriptives des rendements boursiers canadiens rapportées dans le Tableau 3.3 montrent que cette relation théorique est valide pour les données utilisées. En effet, le rendement mensuel moyen entre 2000 et 2015 des firmes à petite capitalisation boursière s’est établi à 2,00%, alors que celui des firmes à grande capitalisation boursière s’est établi à 0,82%. Les firmes de petite taille ont donc offert un rendement mensuel excédentaire moyen de 1,18% par rapport à celles de grande taille au courant de la période étudiée. Toutefois, les portefeuilles des firmes à petite capitalisation boursière ont généré davantage de risque comparativement à celle de grande taille. Le risque, mesuré par l’écart-type mensuel, s’est établi à 18,70% pour les portefeuilles de petite capitalisation boursière, alors que celui des portefeuilles des grandes capitalisation boursière s’est établi à 8,23%. Donc, les firmes de petite taille ont offert un rendement supérieur à celui des firmes de grande taille, mais ont généré une volatilité accrue.

La seconde variable à constuire (*HML* - ou *high-minus-low*) capte l’effet du ratio *book-to-market* des firmes sur les rendements boursiers. Stattman (1980), Rosenberg, Reid et Lanstein (1985) ainsi que Fama et French (1992) ont tous montré l’existence d’une relation positive entre les rendements et les ratios *book-to-market*. Spécifiquement, une action qui est sous-évaluée (un ratio élevé) tend à enregistrer des rendements plus élevés en moyenne. Ce résultat est consistant avec les rendements observés au Canada durant la période étudiée. En effet, le rendement mensuel moyen observé entre 2000 et 2015 pour les firmes ayant un ratio *book-to-*

GRAPHIQUE 3.5 – Évolution des variables *SMB* et *HML*



Note : Les zones ombragées correspondent à des périodes de récession.

market élevé s'est établi à 2,08%, alors que celui des firmes ayant un ratio faible s'est établi à 0,99%. Afin de tenir compte de l'aspect temporel dans l'analyse des rendements boursiers canadiens, la composition des portefeuilles est recalibrée annuellement. La raison pour laquelle une recalibration est nécessaire est forte intuitive ; puisque la taille des firmes ainsi que les ratios *book-to-market* sont variables dans le temps, il peut y avoir des mouvements à travers les différents portefeuilles entre les différentes périodes. Par exemple, une firme ayant petite une capitalisation boursière en 2002 peut connaître une forte expansion et se retrouver dans un portefeuille de grande capitalisation boursière en 2013. La recalibration est ainsi effectuée au début de chaque année, soit selon les données du mois de janvier. De plus, les rendements mensuels des actions dans les portfolios sont équipondérés et aucuns test de stationarité n'est nécessaire, puisque les rendements boursiers sont stationnaires par définition.

La Figure 3.5 présente l'évolution des deux variables financières durant la période analysée. Les fluctuations des variables sont relativement indépendantes l'une de l'autre, le coefficient de corrélation n'étant que de 0,06. De plus, comme le montre le graphique, la variable *SMB* est plus volatile que la variable *HML*, ayant un écart-type de 5,22% contre 3,91% pour la variable *HML*.

TABLEAU 3.3 – Statistiques descriptives (2000:02 à 2015:01)

Portefeuille	Rendement mensuel moyen	Écart-type
Petite capitalisation boursière	2,00%	18,70
Grande capitalisation boursière	0,82%	8,23
Ratio <i>book-to-market</i> faible	0,99%	9,74
Ratio <i>book-to-market</i> élevé	2,08%	9,45
Total des firmes	1,28%	15,53
S&P TSX Composite Index	0,40%	4,20
Obligations 3 mois	0,19%	0,13
Obligations 10 ans	0,32%	0,10

Sources : Bloomberg et Datastream.

Chapitre 4

Résultats empiriques

4.1 Résultats de titres individuels

L'estimation de l'effet des facteurs financiers et macroéconomiques sur les rendements boursiers canadiens se fait en deux étapes, de manière semblable à la méthodologie adoptée par Apergis *et collab.* (2011). Les 200 rendements excédentaires sont d'abord régressés individuellement par MCO¹ sur les facteurs financiers du modèle de Fama-French afin de dégager les facteurs financiers qui ont un pouvoir explicatif significatif sur les rendements des titres de l'échantillon. Les trois modèles suivants sont ainsi estimés :

$$(R_i - R_f)_t = a_{it} + \beta_i(R_m - R_f)_t + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

$$(R_i - R_f)_t = a_{it} + \beta_i(R_m - R_f)_t + s_iSMB_t + \varepsilon_{it} \quad (4.2)$$

$$(R_i - R_f)_t = a_{it} + \beta_i(R_m - R_f)_t + s_iSMB_t + h_iHML_t + \varepsilon_{it} \quad (4.3)$$

Théoriquement, si les facteurs de taille et de valeur sont incorporés dans le prix des actions canadiennes, la constante a_{it} , qui représente l'erreur moyenne d'évaluation du prix, ainsi que l'erreur quadratique moyenne devraient diminuer en valeur absolue suite à l'ajout de facteurs. Les résultats des estimations des modèles (4.1), (4.2) et (4.3) rapportés dans le Tableau 4.1 indiquent que le facteur de taille est incorporé dans le prix de la majorité des actions de l'échantillon, mais pas celui de valeur. En effet, le facteur de taille est significatif

1. Moindres carrés ordinaires.

TABLEAU 4.1 – Estimation des facteurs financiers (2000:02 - 2015:01)

Modèle	α	β	s	h	EQM
$(R_i - R_f)_t = \alpha_{it} + \beta_i(R_m - R_f)_t + \varepsilon_{it}$	0,916 (0,814) [26%]	0,852 (0,541) [90%]			14,60
$(R_i - R_f)_t = \alpha_{it} + \beta_i(R_m - R_f)_t + s_iSMB_t + \varepsilon_{it}$	0,431 (0,922) [25%]	0,771 (0,485) [86%]	0,424 (0,699) [53%]		14,07
$(R_i - R_f)_t = \alpha_{it} + \beta_i(R_m - R_f)_t + s_iSMB_t + h_iHML_t + \varepsilon_{it}$	0,360 (0,933) [16%]	0,782 (0,484) [87%]	0,420 (0,704) [53%]	0,067 (0,427) [27%]	13,98

Les coefficients rapportés représentent des moyennes des 200 régressions individuelles. Les valeurs entre parenthèses représentent les écart-types des paramètres estimés et les valeurs entre crochets représentent le pourcentage de régressions où les paramètres sont significatifs au seuil de 10%. EQM représente l'erreur quadratique moyenne des 36 000 observations de chaque régression.

au seuil de 10% pour plus de la moitié des régressions individuelles, alors que celui de valeur ne l'est que pour 27% des firmes.

Mentionnons en premier lieu que, tel que prévu par le MÉDAF, l'équation (4.1) révèle que les rendements excédentaires individuels sont fortement reliés au portefeuille de marché. Les betas estimés sont statistiquement différents de zéro dans près de 90% des régressions. En outre, la valeur de la constante a_{it} diminue lorsque le facteur de valeur est ajouté, mais de façon moins importante que lorsque le facteur de taille est ajouté. En effet, le Tableau 4.1 indique que la constante passe de 0,916 dans l'équation (4.1) à 0,431 dans l'équation (4.2), alors qu'elle ne diminue qu'à 0,360 dans l'équation (4.3). De plus, la valeur moyenne estimée du paramètre de valeur est près de zéro, à 0,067, suggérant que ce facteur n'a qu'un impact marginal sur les rendements excédentaires. Le beta et le coefficient moyen du facteur de taille demeurent sensiblement inchangés lorsqu'on ajoute le facteur de valeur dans le modèle, appuyant le fait que ce dernier n'est pas incorporé dans le prix des actions de l'échantillon. Parallèlement, la valeur de l'erreur quadratique moyenne chute de 0,53 lors de l'ajout du facteur de taille, alors qu'elle ne diminue que de 0,09 suite à l'ajout du facteur de valeur.

Ces résultats n'excluent pas qu'une partie des rendements demeure inexpliquée, ce qui motive donc l'inclusion de facteurs macroéconomiques dans l'analyse. Ces facteurs peuvent contenir de l'information supplémentaire qui n'est pas captée par les facteurs financiers au Canada, contrairement aux résultats de Fama et French (1992) pour le cas appliqué aux rendements boursiers américains.

4.2 Résultats par portefeuilles

Puisque seulement le facteur de taille du modèle de Fama-French semble être pris en compte par le marché boursier canadien, la seconde étape de la méthodologie consiste à construire des portefeuilles basés sur la taille des firmes, conformément à la méthodologie de Jorion (1990) et Doidge *et collab.* (2006). Ainsi, cinq portefeuilles sont construits, contenant chacun 40 firmes, réparties selon la capitalisation boursière de celles-ci. Le premier portefeuille est donc formé des 40 plus petites firmes, et ainsi de suite. La composition des portefeuilles est recalibrée à chaque année afin de permettre aux firmes de changer de portefeuille selon l'évolution de leur taille dans le temps. Les rendements mensuels moyens de ces cinq portefeuilles sont calculés

selon une moyenne pondérée par la capitalisation boursière. Les rendements des grandes firmes ont ainsi plus de poids dans le rendement moyen pour chaque mois que ceux des petites firmes à l'intérieur du même portefeuille. Les statistiques descriptives associées aux cinq portefeuilles sont présentées dans le Tableau 4.2. Tel qu'observé par d'autres études, les rendements sont plus élevés pour les portefeuilles des petites firmes, mais ceux-ci comportent également plus de risque, de par leur plus grande volatilité.

TABLEAU 4.2 – Statistiques descriptives des portefeuilles de taille (2000:02 à 2015:01)

Portefeuille	Rendement mensuel moyen	Écart-type	ρ_i
(1)	2,29%	8,22	0,254
(2)	1,14%	5,05	0,281
(3)	1,04%	5,18	0,245
(4)	0,87%	4,14	0,199
(5)	0,73%	3,46	0,140

Le paramètre ρ_i représente le coefficient d'autocorrélation d'ordre 1 de chaque portefeuille.

Les rendements excédentaires des portefeuilles de taille sont d'abord régressés sur la prime de risque de marché, afin d'estimer le modèle de Sharpe-Lintner. Les résultats sont rapportés dans le Tableau 4.3. Les betas obtenus sont généralement plus élevés pour les portefeuilles de petites firmes, alors que les R^2 sont plus faibles, ce qui signifie que les rendements des petites firmes sont plus volatils et difficiles à expliquer que ceux des grandes firmes, conformément aux résultats de Banz (1980). Tous les rendements excédentaires des portefeuilles sont toutefois reliés de façon significative au portefeuille de marché, tel que prédit par le MÉDAF. Les facteurs financiers (*SMB* et *HML*) sont ensuite ajoutés au modèle. Les résultats sont rapportés dans le Tableau 4.4. Les rendements des petites et moyennes entreprises semblent fortement influencés par le facteur de taille mais pas par le facteur de valeur. Inversement, le facteur de taille n'influence pas les rendements des plus grandes firmes, alors que le coefficient du facteur de valeur est significativement différent de zéro pour ces firmes.

Par la suite, seulement les variables économiques sont ajoutées au MÉDAF, comme certaines études mentionnées auparavant l'ont fait pour d'autres pays et/ou périodes. Les modèles incluant la variation en pourcentage de l'indice du taux de change effectif, l'écart entre les taux d'intérêt de long et de court terme, la variation mensuelle en point de pourcentage du taux d'intérêt de court terme ainsi que la variation mensuelle en pourcentage de l'indice des produits de

TABLEAU 4.3 – Régressions univariées des rendements excédentaires sur la prime de risque de marché (2000:02 à 2015:01)

$(R_i - R_f)_t = a_{it} + \beta_i(R_m - R_f)_t + \varepsilon_{it}$			
Portefeuille	a	β	R^2
(1)	1,874*** (0,508)	1,100*** (0,121)	0,32
(2)	0,788*** (0,287)	0,784*** (0,068)	0,43
(3)	0,663** (0,260)	0,917*** (0,062)	0,55
(4)	0,523*** (0,200)	0,752*** (0,048)	0,58
(5)	0,405*** (0,153)	0,661*** (0,036)	0,65

Les écart-types sont entre parenthèses. Les portefeuilles (1) à (5) sont formés de 40 firmes en ordre croissant selon leur capitalisation boursière. $(R_i - R_f)_t$ représente de le rendement excédentaire du portefeuille i et $(R_m - R_f)_t$ représente la prime de risque du marché. 900 observations.

* : significatif au seuil de 10%

** : significatif au seuil de 5%

*** : significatif au seuil de 1%

TABLEAU 4.4 – Régressions multivariées des rendements excédentaires sur les facteurs financiers de Fama-French (2000:02 à 2015:01)

$(R_i - R_f)_t = a_{it} + \beta_i(R_m - R_f)_t + s_iSMB_t + h_iHML_t + \varepsilon_{it}$					
Portefeuille	a	β	s	h	R^2
(1)	0,565** (0,256)	0,873*** (0,059)	1,162*** (0,047)	-0,017 (0,063)	0,85
(2)	0,236 (0,229)	0,687*** (0,053)	0,495*** (0,042)	-0,013 (0,056)	0,68
(3)	0,243 (0,253)	0,885*** (0,058)	0,254*** (0,047)	0,115* (0,062)	0,63
(4)	0,360* (0,210)	0,770*** (0,048)	0,010 (0,039)	0,135*** (0,051)	0,60
(5)	0,353** (0,161)	0,682*** (0,037)	-0,042 (0,030)	0,089** (0,039)	0,66

Les écart-types sont entre parenthèses. Les portefeuilles (1) à (5) sont formés de 40 firmes en ordre croissant selon leur capitalisation boursière. $(R_i - R_f)_t$ représente de le rendement excédentaire du portefeuille i et $(R_m - R_f)_t$ représente la prime de risque du marché. 900 observations.

* : significatif au seuil de 10%

** : significatif au seuil de 5%

*** : significatif au seuil de 1%

base sont donc estimés successivement afin de dégager quels facteurs macroéconomiques sont pris en compte par le marché. Ces quatre facteurs sont sélectionnés, puisque certains articles dans la littérature suggèrent qu'ils sont significativement reliés aux rendements boursiers². Le Tableau 4.5 rapporte les résultats incluant le facteur du taux de change. En comparant avec

2. Puisque l'inflation au Canada a été faible et stable à 2% en moyenne durant la période de 2000 à 2015, ce facteur a été exclu de l'analyse même si Chen, Roll et Ross (1986), ainsi que Virk (2012) ont conclu que ce facteur était statistiquement significatif.

les résultats du MÉDAF (Tableau 4.3), on constate que les valeurs des constantes sont inférieures suite à l'ajout du facteur de taux de change pour les cinq portefeuilles, indiquant que la variation de l'indice du taux de change augmente le pouvoir explicatif du modèle estimé.

TABLEAU 4.5 – Régressions bivariées des rendements excédentaires sur la prime de risque de marché et la variation mensuelle en pourcentage de l'indice du taux de change effectif canadien (2000:02 à 2015:01)

$(R_i - R_f)_t = a_{it} + \beta_i(R_m - R_f)_t + t_i\Delta TX_t + \varepsilon_{it}$				
Portefeuille	a	β	t	R^2
(1)	1,822*** (0,505)	1,019*** (0,127)	0,595* (0,306)	0,33
(2)	0,731*** (0,277)	0,697*** (0,070)	0,640*** (0,168)	0,47
(3)	0,618** (0,253)	0,848*** (0,064)	0,507*** (0,153)	0,58
(4)	0,520** (0,202)	0,748*** (0,051)	0,035 (0,122)	0,58
(5)	0,394** (0,153)	0,645*** (0,039)	0,120 (0,093)	0,65

Les écart-types sont entre parenthèses. Les portefeuilles (1) à (5) sont formés de 40 firmes en ordre croissant selon leur capitalisation boursière. $(R_i - R_f)_t$ représente de le rendement excédentaire du portefeuille i et $(R_m - R_f)_t$ représente la prime de risque du marché. 900 observations.

* : significatif au seuil de 10%

** : significatif au seuil de 5%

*** : significatif au seuil de 1%

Les coefficients associés au facteur du taux de change sont positifs pour les cinq portefeuilles. Toutefois, seulement les rendements des trois portefeuilles formés des plus petite firmes sont, à des degrés différents, influencés significativement par les variation du dollar canadien par rapport aux devises de l'indice du taux de change effectif. Ainsi, une appréciation/dépréciation du dollar canadien par rapport aux devises de l'indice entraîne une hausse/baisse des rendements boursiers des portefeuilles (1), (2) et (3). L'intuition derrière un tel résultat provient du fait que les firmes de petite taille n'ont potentiellement pas les capacités financières d'effectuer des opérations de couverture afin de mitiger le risque de change, contrairement aux grandes firmes. Ces dernières sont donc en mesure de mieux se protéger des fluctuations du dollar canadien, expliquant pourquoi la variation du taux de change n'est pas incorporée dans les rendements boursiers des portefeuilles (4) et (5). Cette hypothèse est similaire à celle avancée par Dominguez et Tesar (2006). De plus, les portefeuilles (4) et (5) incluent les firmes oeuvrant dans le secteur financier, tels que les six grandes banques canadiennes. Ces firmes ne participent pas directement au commerce international de biens, donc leur profitabilité est moins exposée aux variations du taux de change canadien. Les R^2 des régressions des trois premiers portefeuilles

sont également supérieurs à ceux du modèle à un facteur de Sharpe-Lintner, suggérant que le facteur de taux de change contient de l'information supplémentaire relative aux rendements boursiers.

Le Tableau 4.6 présente les résultats des régressions incluant le facteur de l'écart entre les taux d'intérêt de long et ceux de court terme. Ce facteur est significatif pour trois portefeuilles, en augmentant surtout le pouvoir explicatif pour les portefeuilles (2) et (4). Les valeurs des coefficients sont toutefois élevées, se situant à 11,459 pour le portefeuille (2) et à 6,935 pour le portefeuille (4). Ce résultat provient du fait que les coefficients captent l'effet d'une contraction d'un point de pourcentage de l'écart entre les taux de long terme et ceux de court terme. Or, les taux sont exprimés mensuellement et l'écart moyen pour la période étudiée est de 0,124%. Ainsi, il serait plus adéquat d'affirmer qu'un rétrécissement de 0,1 point de pourcentage de l'écart de rendement a entraîné une baisse du rendement du portefeuille (2) de 1,14%.

TABLEAU 4.6 – Régressions bivariées des rendements excédentaires sur la prime de risque de marché et l'écart de taux d'intérêt (2000:02 à 2015:01)

$(R_i - R_f)_t = a_{it} + \beta_i(R_m - R_f)_t + \gamma_i SPREAD_t + \varepsilon_{it}$				
Portefeuille	a	β	γ	R^2
(1)	0,926 (0,938)	1,092*** (0,121)	7,637 (6,352)	0,32
(2)	-0,635 (0,517)	0,772*** (0,067)	11,459*** (3,499)	0,46
(3)	-0,024 (0,478)	0,911*** (0,062)	5,525* (3,235)	0,56
(4)	-0,338 (0,364)	0,745*** (0,047)	6,935*** (2,467)	0,60
(5)	0,542 (0,284)	0,662*** (0,037)	-1,106 (1,923)	0,65

Les écart-types sont entre parenthèses. Les portefeuilles (1) à (5) sont formés de 40 firmes en ordre croissant selon leur capitalisation boursière. $(R_i - R_f)_t$ représente de le rendement excédentaire du portefeuille i et $(R_m - R_f)_t$ représente la prime de risque du marché. L'écart de taux d'intérêt représente la différence entre le rendement mensuel des obligations gouvernementales canadiennes à échéance de 10 ans et celui des obligations à échéance de 3 mois. 900 observations.

* : significatif au seuil de 10%

** : significatif au seuil de 5%

*** : significatif au seuil de 1%

Le Tableau 4.7 présente les résultats des régressions incluant la variation mensuelle en pourcentage de l'indice des produits de base de la Banque du Canada. Les résultats montrent que ce facteur est incorporé dans les rendements boursiers du portefeuilles (2) seulement. Les coefficients du facteur de la prime de risque de marché sont également similaires à ceux du MÉDAF (Tableau 4.3), suggérant que l'ajout du facteur des prix des produits de base

n'augmente pas le pouvoir explicatif du modèle. Ce facteur sera par conséquent exclu de l'analyse pour les étapes subséquentes.

TABLEAU 4.7 – Régressions bivariées des rendements excédentaires sur la prime de risque de marché et la variation mensuelle en pourcentage de l'indice des produits de base (2000:02 à 2015:01)

$(R_i - R_f)_t = a_{it} + \beta_i(R_m - R_f)_t + p_i\Delta PB_t + \varepsilon_{it}$				
Portefeuille	a	β	p	R^2
(1)	1,845*** (0,508)	1,052*** (0,127)	0,117 (0,099)	0,32
(2)	0,747*** (0,281)	0,717*** (0,071)	0,163*** (0,055)	0,45
(3)	0,653** (0,260)	0,901*** (0,065)	0,037 (0,051)	0,55
(4)	0,515** (0,201)	0,738*** (0,050)	0,034 (0,039)	0,58
(5)	0,395** (0,153)	0,645*** (0,038)	0,038 (0,030)	0,65

Les écart-types sont entre parenthèses. Les portefeuilles (1) à (5) sont formés de 40 firmes en ordre croissant selon leur capitalisation boursière. $(R_i - R_f)_t$ représente de le rendement excédentaire du portefeuille i et $(R_m - R_f)_t$ représente la prime de risque du marché. 900 observations.

* : significatif au seuil de 10%

** : significatif au seuil de 5%

*** : significatif au seuil de 1%

Tel que mentionné précédemment, des estimations ont été réalisées en incluant la variation mensuelle en point de pourcentage du rendement des obligations gouvernementales à échéance de trois mois. Les résultats montrent toutefois que ce facteur n'est également pas intégré dans le prix des actions canadiennes. Ce facteur est significatif (au faible seuil de 10%) seulement pour le portefeuille (5), soit celui des plus grandes firmes. Puisque ces firmes incluent les six grandes banques canadiennes, les variations du rendements des obligations de court terme sont plus susceptibles d'avoir un effet sur les rendements de ces entreprises puisque celles-ci effectuent davantage de transactions financières que les petites et moyennes entreprises. Les constantes et les valeurs des coefficients pour la prime de risque de marché demeurent toutefois semblables à ceux obtenus dans les estimations du MÉDAF, suggérant que l'ajout du facteur de la variation du taux sans risque n'augmente pas le pouvoir explicatif du modèle. Ces résultats sont rapportés dans le Tableau A.1 de l'Annexe A.

La troisième étape de la méthodologie consiste à intégrer la variation mensuelle en pourcentage de l'indice du taux de change effectif, ainsi que l'écart de rendement dans le modèle de Fama-French, puisque, tel que montré précédemment, ce sont les deux facteurs maroéco-

nomiques qui semblent être pris en compte par le marché. Puis, l'objectif est de déterminer si, une fois les facteurs financiers pris en compte, les facteurs macroéconomiques conservent leur pouvoir explicatif ou si, au contraire, l'information contenue dans les facteurs financiers reflète celle contenue dans les facteurs macroéconomiques. Le cas échéant, les facteurs de change et de l'écart de taux d'intérêt seraient redondants et ne devraient pas, en théorie, augmenter le pouvoir explicatif du modèle.

TABLEAU 4.8 – Régressions multivariées des rendements excédentaires sur les facteurs financiers de Fama-French et la variation mensuelle en pourcentage de l'indice du taux de change effectif canadien (2000:02 à 2015:01)

$(R_i - R_f)_t = a_{it} + \beta_i(R_m - R_f)_t + s_iSMB_t + h_iHML_t + t_i\Delta TX_t + \varepsilon_{it}$						
Portefeuille	a	β	s	h	t	R^2
(1)	0,560** (0,255)	0,897*** (0,062)	1,175*** (0,048)	-0,010 (0,063)	-0,189 (0,150)	0,85
(2)	0,245 (0,226)	0,645*** (0,055)	0,473*** (0,042)	-0,024 (0,056)	0,329** (0,133)	0,69
(3)	0,251 (0,250)	0,843*** (0,061)	0,233*** (0,047)	0,104* (0,062)	0,328** (0,147)	0,64
(4)	0,360* (0,211)	0,771*** (0,051)	0,011 (0,040)	0,135** (0,052)	-0,003 (0,124)	0,60
(5)	0,356** (0,160)	0,665*** (0,039)	-0,051* (0,030)	0,084** (0,039)	0,135 (0,094)	0,67

Les écart-types sont entre parenthèses. Les portefeuilles (1) à (5) sont formés de 40 firmes en ordre croissant selon leur capitalisation boursière. $(R_i - R_f)_t$ représente de le rendement excédentaire du portefeuille i et $(R_m - R_f)_t$ représente la prime de risque du marché. 900 observations.

* : significatif au seuil de 10%

** : significatif au seuil de 5%

*** : significatif au seuil de 1%

Le Tableau 4.8 présente les résultats des estimations du modèle à trois facteurs de Fama-French et du facteur du taux de change des cinq portefeuilles basés sur la taille des firmes. Le facteur du marché est significatif pour les cinq portefeuilles, alors le facteur de taille, capté par la variable SMB , est significatif seulement pour les portefeuilles (1), (2) et (3). Les rendements boursiers des petites firmes sont donc plus sensibles au facteur de taille que ceux des grandes firmes. Toutefois, le facteur de valeur, capté par la variable HML , est significatif seulement pour les portefeuilles (3), (4) et (5). Les rendements boursiers des grandes firmes sont donc plus sensibles au facteur de valeur que celui de taille. Ces résultats pour les facteurs financiers sont similaires à ceux du modèle de Fama-French initial.

Pour sa part, le facteur de taux de change demeure significatif pour 2 des 5 portefeuilles, soit les portefeuilles (2) et (3), qui représentent les petites et moyennes entreprises. Les rendements

des plus petites firmes, soit ceux du portefeuille (1), ne sont pas influencés par les variations du taux de change canadien. Compte tenu de leur taille, ces firmes ne sont probablement pas suffisamment engagées dans le commerce international pour que leur profitabilité soit affectée par les mouvements du dollar canadien. Il semblerait donc que le risque de change a été incorporé dans les rendements excédentaires de certaines entreprises en plus des facteurs financiers de Fama-French pour la période de 2000 à 2015. Ces résultats sont comparables à ceux de Apergis *et collab.* (2011).

Le Tableau 4.9 rapporte quant à lui les résultats des régressions du modèle de Fama-French incluant l'écart entre les taux de long et de court termes. Les facteurs financiers, soit la prime de risque, ainsi que les facteurs de taille et de valeur influencent de la même façon les rendements des différents portefeuilles que dans les résultats précédent. Toutefois, les coefficients du facteur de l'écart de taux d'intérêt sont fortement significatifs pour les portefeuilles (2) et (4), comparativement aux résultats du modèle à deux facteurs présentés dans le Tableau 4.6, où les portefeuilles (2), (3) et (4) étaient influencés par l'écart entre les taux de long et de court terme.

TABLEAU 4.9 – Régressions multivariées des rendements excédentaires sur les facteurs financiers de Fama-French et l'écart de taux d'intérêt (2000:02 à 2015:01)

$(R_i - R_f)_t = a_{it} + \beta_i(R_m - R_f)_t + s_iSMB_t + h_iHML_t + \gamma_iSPREAD_t + \varepsilon_{it}$						
Portefeuille	a	β	s	h	γ	R^2
(1)	0,650 (0,449)	0,874*** (0,059)	1,163*** (0,047)	-0,015 (0,063)	-0,710 (3,055)	0,85
(2)	-0,738* (0,392)	0,679*** (0,052)	0,481*** (0,041)	-0,025 (0,055)	8,079*** (2,667)	0,69
(3)	-0,154 (0,442)	0,882*** (0,058)	0,249*** (0,047)	0,110* (0,062)	3,293 (3,010)	0,63
(4)	-0,417 (0,362)	0,764*** (0,048)	0,000 (0,038)	0,125** (0,051)	6,443*** (2,461)	0,61
(5)	0,494* (0,282)	0,683*** (0,037)	-0,040 (0,030)	0,091** (0,040)	-1,174 (1,916)	0,66

Les écart-types sont entre parenthèses. Les portefeuilles (1) à (5) sont formés de 40 firmes en ordre croissant selon leur capitalisation boursière. $(R_i - R_f)_t$ représente de le rendement excédentaire du portefeuille i et $(R_m - R_f)_t$ représente la prime de risque du marché. 900 observations.

* : significatif au seuil de 10%

** : significatif au seuil de 5%

*** : significatif au seuil de 1%

En somme, les résultats montrés ci-haut illustrent que, contrairement à Petkova (2006), les facteurs financiers ne perdent pas en totalité leur pouvoir explicatif lorsque les facteurs macroéconomiques sont pris en compte.

Des estimations incluant simultanément les facteurs financiers et macroéconomiques sont par la suite effectuées, afin de déterminer si les facteurs conservent explicatif lorsque pris en compte simultanément.

TABLEAU 4.10 – Régressions multivariées des rendements excédentaires sur les facteurs financiers de Fama-French, la variation mensuelle en pourcentage de l'indice du taux de change effectif canadien et l'écart de taux d'intérêt (2000:02 à 2015:01)

$(R_i - R_f)_t = a_{it} + \beta_i(R_m - R_f)_t + s_iSMB_t + h_iHML_t + t_i\Delta TX_t + \gamma_iSPREAD_t + \varepsilon_{it}$							
Portefeuille	a	β	s	h	t	γ	R^2
(1)	0,622 (0,449)	0,898*** (0,062)	1,176*** (0,048)	-0,009 (0,063)	-0,187 (0,151)	-0,515 (3,055)	0,85
(2)	-0,691* (0,387)	0,640*** (0,054)	0,461*** (0,042)	-0,035 (0,055)	0,310** (0,130)	7,756*** (2,635)	0,70
(3)	-0,106 (0,438)	0,841*** (0,061)	0,228*** (0,047)	0,100 (0,062)	0,320** (0,147)	2,960 (2,983)	0,64
(4)	-0,420 (0,363)	0,767*** (0,050)	0,001 (0,039)	0,126** (0,051)	-0,019 (0,122)	6,463*** (2,471)	0,61
(5)	0,515* (0,281)	0,666*** (0,039)	-0,049 (0,030)	0,086** (0,040)	0,138 (0,094)	-1,317 (1,912)	0,67

Les écart-types sont entre parenthèses. Les portefeuilles (1) à (5) sont formés de 40 firmes en ordre croissant selon leur capitalisation boursière. $(R_i - R_f)_t$ représente de le rendement excédentaire du portefeuille i et $(R_m - R_f)_t$ représente la prime de risque du marché. L'écart de taux d'intérêt représente la différence entre le rendement mensuel des obligations gouvernementales canadiennes à échéance de 10 ans et celui des obligations à échéance de 3 mois. 900 observations.

* : significatif au seuil de 10%

** : significatif au seuil de 5%

*** : significatif au seuil de 1%

Les résultats des coefficients obtenus dans les estimations du modèle de Fama-French présentés dans le Tableau 4.10 sont fortement semblables à ceux des modèles de Fama-French incluant soit le facteur de change ou celui de l'écart des taux d'intérêt. En effet, les coefficients des facteurs financiers sont significatifs aux mêmes seuils que ceux des Tableaux 4.8 et 4.9, à l'exception du facteur de valeur qui n'est plus significativement différent de zéro pour le portefeuille (3). Une conclusion similaire peut être faite pour les facteurs macroéconomiques en comparant avec les résultats de ces deux tableaux. Ainsi, le taux de change influence les rendements des portefeuilles (2) et (3), alors que celui de l'écart entre les taux d'intérêt influence les rendements des portefeuilles (2) et (4). En outre, la prime de risque du marché demeure fortement significative pour tous les portefeuilles.

Une extension de l'analyse est effectuée, en ajoutant en plus la variation mensuelle de l'indice de Fisher des prix de base de la Banque du Canada comme facteur macroéconomique. Les résultats obtenus montrent toutefois que ce facteur n'est pris en compte par aucun portefeuille, alors que les autres facteurs financiers et macroéconomiques conservent leur pouvoir explicatif.

Ainsi, la variation du taux de change canadien semble capter l'effet des fluctuations des prix des matières premières, rendant l'ajout du facteur du prix des produits de base obsolète dans l'analyse. Les résultats sont rapportés dans le Tableau A.2 dans l'Annexe A.

4.3 Résultats par sous périodes

Bien que la crise économique a été déclanchée aux États-Unis suite à l'effondrement du marché immobilier américain, plusieurs études supportent le fait que les différents marchés boursiers sont intégrés, expliquant pourquoi les effets de la crise ont pris des proportions mondiales. Ainsi, la chute boursière aux États-Unis causée par la crise des subprimes a affecté négativement plusieurs autres marchés boursiers dans différents pays. Luchtenberg et Viet Vu (2015) trouvent notamment que les marchés boursiers les plus intégrés mondialement sont ceux des États-Unis et du Canada, ainsi que ceux des pays membres de l'Union européenne, alors que Cheung, Fung et Tsai (2010) montrent quant à eux que l'interdépendance entre les marchés boursiers internationaux a augmenté durant la crise financière de 2008. Aloui, Ben Aïssa et Nguyen (2011) étudient l'intégration entre le marché boursier des États-Unis et ceux des pays du BRIC³. Les auteurs concluent que l'interdépendance avec les États-Unis est davantage importante pour les pays dépendants des prix des produits de base. Ces résultat suggèrent donc que, étant donné la forte interdépendance entre les marchés boursiers américain et canadien, ainsi que de l'effet de contagion au Canada de la crise financière de 2008, le pouvoir explicatif des facteurs financiers et macroéconomiques peut différer dans la période avant la crise par rapport à celle d'après la crise.

Cette section présente donc deux analyses pour deux sous périodes, l'une de 2000 à 2007 et l'autre de 2008 à 2015, permettant ainsi de capter les changements structurels dans les sources de risque contribuant à expliquer les rendements boursiers excédentaires au Canada.

4.3.1 Première sous période - 2000 à 2007

Les estimations pour la première sous période couvrent la période allant de février 2000 à décembre 2007, soit avant l'effondrement des marchés boursiers suite à la l'éclatement de la bulle immobilière. Le Tableau 4.11 présente les résultats des régressions incluant le facteur de

3. Brésil, Russie, Inde et Chine.

la prime de risque de marché ainsi que les facteurs du taux de change et de l'écart de taux d'intérêt pour la première sous période.

TABLEAU 4.11 – Régressions multivariées des rendements excédentaires sur la prime de risque de marché, la variation mensuelle en pourcentage de l'indice du taux de change effectif canadien et l'écart de taux d'intérêt (2000:02 à 2007:12)

$(R_i - R_f)_t = a_{it} + \beta_i(R_m - R_f)_t + t_i\Delta TX_t + \gamma_i SPREAD_t + \varepsilon_{it}$					
Portefeuille	a	β	t	γ	R^2
(1)	1,252 (1,213)	1,026*** (0,188)	0,267 (0,479)	13,428 (8,599)	0,28
(2)	-0,194 (0,638)	0,650*** (0,099)	0,236 (0,252)	9,875** (4,526)	0,37
(3)	0,524 (0,517)	0,691*** (0,080)	-0,031 (0,204)	3,583 (3,670)	0,46
(4)	-0,032 (0,453)	0,550*** (0,070)	-0,235 (0,179)	5,662* (3,213)	0,42
(5)	0,899** (0,365)	0,448*** (0,057)	-0,087 (0,144)	-1,881 (2,589)	0,41

Les écart-types sont entre parenthèses. Les portefeuilles (1) à (5) sont formés de 40 firmes en ordre croissant selon leur capitalisation boursière. $(R_i - R_f)_t$ représente de le rendement excédentaire du portefeuille i et $(R_m - R_f)_t$ représente la prime de risque du marché. L'écart de taux d'intérêt représente la différence entre le rendement mensuel des obligations gouvernementales canadiennes à échéance de 10 ans et celui des obligations à échéance de 3 mois. 475 observations.

* : significatif au seuil de 10%

** : significatif au seuil de 5%

*** : significatif au seuil de 1%

Les résultats montrent notamment que le facteur du taux de change n'est pas pris en compte par le marché. Les rendements des portefeuilles (2) et (4) sont toutefois significativement influencés par le facteur de l'écart de taux d'intérêt, un résultat se rapprochant de celui de la période complète alors que les rendements des portefeuilles (2), (3) et (4) étaient influencés par ce facteur. Le facteur de la prime de risque du marché demeure une fois de plus fortement significatif pour tous les portefeuilles. Comme montré précédemment, les rendements boursiers des portefeuilles des petites firmes sont plus volatils que ceux des grandes firmes, puisque les valeurs des betas des portefeuilles des petites entreprises sont généralement plus élevées. Mentionnons également que les R^2 sont plus faibles pour les petites firmes, suggérant ainsi que les rendements de celles-ci ont été plus difficiles à expliquer durant cette période.

Les résultats des estimations du modèle de Fama-French augmenté du facteur du taux de change ainsi que de celui de l'écart de taux d'intérêt pour la période allant de 2000 à 2007 sont quant à eux rapportés dans le Tableau 4.12. D'emblée, mentionnons les facteurs macroéconomiques n'ont pas influencé les rendements boursiers, et ce, pour tous les portefeuilles durant cette période. L'ajout des facteurs financiers dans l'analyse supprime le pouvoir ex-

plicatif du facteur de l'écart de taux d'intérêt sur les portefeuilles (2) et (4) du Tableau 4.11 précédent. Certains parallèles peuvent toutefois être dressés en comparant avec les résultats pour la période entière dans le Tableau 4.10 concernant les facteurs financiers. Notamment, les coefficients du facteur de taille sont significativement différents de zéro pour les portefeuilles (1), (2) et (3) dans la première sous période, un résultat similaire à celui de la période complète. Le facteur de valeur perd son pouvoir explicatif pour le portefeuille (5), mais est toujours significatif pour le portefeuille (4).

TABLEAU 4.12 – Régressions multivariées des rendements excédentaires sur les facteurs financiers de Fama-French, la variation mensuelle en pourcentage de l'indice du taux de change effectif canadien et l'écart de taux d'intérêt (2000:02 à 2007:12)

$(R_i - R_f)_t = a_{it} + \beta_i(R_m - R_f)_t + s_iSMB_t + h_iHML_t + t_i\Delta TX_t + \gamma_iSPREAD_t + \varepsilon_{it}$							
Portefeuille	a	β	s	h	t	γ	R^2
(1)	0,725 (0,549)	0,805*** (0,093)	1,148*** (0,063)	0,107 (0,096)	-0,318 (0,217)	0,742 (3,907)	0,86
(2)	-0,392 (0,498)	0,565*** (0,084)	0,436*** (0,057)	0,038 (0,087)	0,014 (0,197)	5,062 (3,544)	0,63
(3)	0,415 (0,490)	0,658*** (0,085)	0,203*** (0,056)	0,036 (0,085)	-0,135 (0,193)	1,302 (3,485)	0,54
(4)	-0,199 (0,443)	0,615*** (0,076)	0,004 (0,051)	0,186** (0,078)	-0,237 (0,177)	5,270 (3,190)	0,46
(5)	0,898** (0,373)	0,453*** (0,063)	-0,011 (0,043)	0,007 (0,065)	-0,081 (0,147)	-1,772 (2,656)	0,41

Les écart-types sont entres parenthèses. Les portefeuilles (1) à (5) sont formés de 40 firmes en ordre croissant selon leur capitalisation boursière. $(R_i - R_f)_t$ représente de le rendement excédentaire du portefeuille i et $(R_m - R_f)_t$ représente la prime de risque du marché. L'écart de taux d'intérêt représente la différence entre le rendement mensuel des obligations gouvernementales canadiennes à échéance de 10 ans et celui des obligations à échéance de 3 mois. 475 observations.

* : significatif au seuil de 10%

** : significatif au seuil de 5%

*** : significatif au seuil de 1%

En outre, l'inclusion des facteurs financiers augmente considérablement le pouvoir explicatif des portefeuilles de petites et moyennes entreprises. En effet, le R^2 du portefeuille (1) passe de 0,28 à 0,86, celui du portefeuille (2) passe de 0,37 à 0,63 et celui du portefeuille (3) passe de 0,46 à 0,54. Les facteurs financiers contiennent ainsi de l'information permettant de mieux expliquer les fluctuations des rendements de ces portefeuilles, qui sont également plus volatils que ceux des plus grandes firmes, à l'exception du portefeuille (2).

4.3.2 Seconde sous période - 2008 à 2015

Des estimations ont ensuite été réalisées durant la seconde sous période, allant de janvier 2008 à janvier 2015. Le Tableau 4.13 rapporte les résultats des estimations du modèle incluant

la prime de risque de marché, ainsi que les facteurs du taux de change et de l'écart de taux d'intérêt pour la seconde sous période. Notons d'abord que ceux-ci diffèrent considérablement de ceux de la première sous période, en raison de la crise financière de 2008. Les facteurs macroéconomiques ont un pouvoir explicatif nettement supérieur comparativement à l'estimation du même modèle pour la première sous période (Tableau 4.11). Toutefois, en comparant avec ces mêmes résultats, on constate que les betas estimés sont supérieurs à ceux de la première sous période, excepté pour le portefeuille (1), signifiant que les rendements des portefeuilles ont été plus volatils dans la seconde sous période.

TABLEAU 4.13 – Régressions multivariées des rendements excédentaires sur la prime de risque de marché, la variation mensuelle en pourcentage de l'indice du taux de change effectif canadien et l'écart de taux d'intérêt (2008:01 à 2015:01)

$(R_i - R_f)_t = a_{it} + \beta_i(R_m - R_f)_t + t_i\Delta TX_t + \gamma_i SPREAD_t + \varepsilon_{it}$					
Portefeuille	a	β	t	γ	R^2
(1)	1,08 (1,619)	0,985*** (0,168)	0,777* (0,407)	-0,623 (10,307)	0,43
(2)	-0,743 (0,893)	0,707*** (0,092)	0,881*** (0,224)	10,759* (5,688)	0,64
(3)	-0,051 (0,902)	0,976*** (0,093)	0,841*** (0,227)	4,623 (5,746)	0,72
(4)	-0,523 (0,591)	0,947*** (0,061)	0,072 (0,148)	8,032** (3,763)	0,80
(5)	0,209 (0,349)	0,858*** (0,036)	0,131 (0,088)	-0,102 (2,222)	0,90

Les écart-types sont entres parenthèses. Les portefeuilles (1) à (5) sont formés de 40 firmes en ordre croissant selon leur capitalisation boursière. $(R_i - R_f)_t$ représente de le rendement excédentaire du portefeuille i et $(R_m - R_f)_t$ représente la prime de risque du marché. L'écart de taux d'intérêt représente la différence entre le rendement mensuel des obligations gouvernementales canadiennes à échéance de 10 ans et celui des obligations à échéance de 3 mois. 425 observations.

* : significatif au seuil de 10%

** : significatif au seuil de 5%

*** : significatif au seuil de 1%

Contrairement à la première sous période, les coefficients du facteur de la variation du taux de change canadien sont significatifs pour les trois premiers portefeuilles, alors que ceux du facteur de l'écart de taux d'intérêt sont significatifs pour les portefeuilles (2) et (4). Par ailleurs, les R^2 sont plus élevés que ceux des estimations de la première sous période, signifiant que le modèle explique une plus grande partie de la variation des rendements boursiers canadiens durant la période suivant la récession.

Le Tableau 4.14 présente les résultats des estimations du modèle de Fama-French incluant le facteur de change et celui de l'écart de taux d'intérêt. Lorsque les facteurs financiers sont inclus dans le modèle, les coefficients du facteur du taux de change demeurent significativement



différents de zéro pour les portefeuilles (2) et (3), alors que ceux du facteur de l'écart de taux d'intérêt demeurent significatifs pour les portefeuilles (2) et (4). Ces résultats sont identiques à ceux des estimations du même modèle pour la période complète, traduisant l'importance de l'impact de la récession de 2008 sur les rendements boursiers canadiens. L'ajout des facteurs financiers semble toutefois réduire l'effet de la variation du taux de change par rapport à ceux du modèle excluant les facteurs financiers de la seconde sous période, passant de 0,881 à 0,503 pour le portefeuille (2) et de 0,841 à 0,544 pour le portefeuille (3).

TABEAU 4.14 – Régressions multivariées des rendements excédentaires sur les facteurs financiers de Fama-French, la variation mensuelle en pourcentage de l'indice du taux de change effectif canadien et l'écart de taux d'intérêt (2008:01 à 2015:01)

$(R_i - R_f)_t = a_{it} + \beta_i(R_m - R_f)_t + s_iSMB_t + h_iHML_t + t_i\Delta TX_t + \gamma_iSPREAD_t + \varepsilon_{it}$							
Portefeuille	a	β	s	h	t	γ	R^2
(1)	0,616 (0,818)	1,051*** (0,085)	1,195*** (0,080)	-0,189** (0,086)	-0,155 (0,217)	-0,853 (5,211)	0,86
(2)	-0,889 (0,629)	0,735*** (0,065)	0,519*** (0,061)	-0,179*** (0,066)	0,503*** (0,167)	11,119*** (4,006)	0,83
(3)	-0,249 (0,829)	0,995*** (0,086)	0,340*** (0,081)	0,059 (0,087)	0,544** (0,220)	4,020 (5,276)	0,77
(4)	-0,505 (0,599)	0,948*** (0,062)	0,009 (0,058)	-0,040 (0,063)	0,076 (0,159)	8,213** (3,812)	0,80
(5)	0,214 (0,339)	0,855*** (0,035)	-0,070 (0,033)	0,050 (0,035)	0,175* (0,090)	-0,270 (2,160)	0,91

Les écart-types sont entres parenthèses. Les portefeuilles (1) à (5) sont formés de 40 firmes en ordre croissant selon leur capitalisation boursière. $(R_i - R_f)_t$ représente de le rendement excédentaire du portefeuille i et $(R_m - R_f)_t$ représente la prime de risque du marché. L'écart de taux d'intérêt représente la différence entre le rendement mensuel des obligations gouvernementales canadiennes à échéance de 10 ans et celui des obligations à échéance de 3 mois. 425 observations.

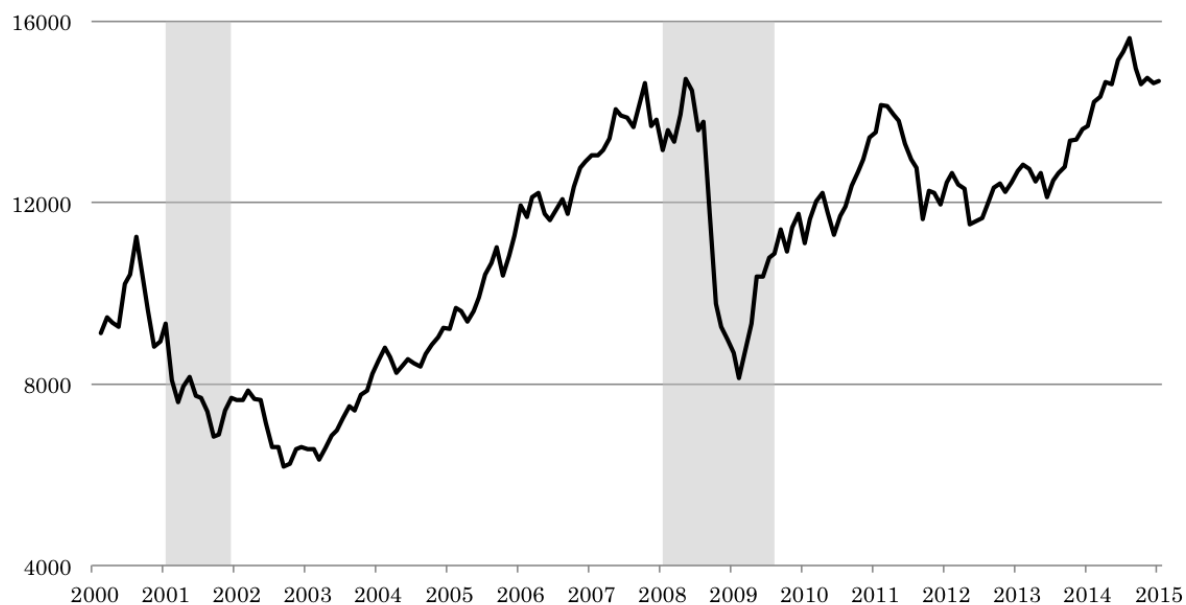
* : significatif au seuil de 10%
 ** : significatif au seuil de 5%
 *** : significatif au seuil de 1%

Les coefficients du facteur de taille (SMB) du modèle de Fama-French sont également fortement significatifs pour les rendements des portefeuilles (1), (2) et (3), tel qu'obtenu lors des analyses de la période entière et de la première sous période. Toutefois, le facteur de valeur (HML) a seulement affecté significativement les rendements du portefeuille (1) et (2), contrairement aux estimations antérieures. En effet, ce facteur est significativement différent de zéro pour les portefeuilles (4) et (5) pour la période complète, et seulement pour le portefeuille (4) dans les estimations de la première sous période.

Le modèle incluant les facteurs financiers et macroéconomiques semble également mieux expliquer les rendements boursiers des portefeuilles (1) et (2) comme le montre les valeurs élevées des R^2 . En effet, le R^2 du portefeuille (1) passe de 0,43 à 0,86 suite à l'inclusion des

facteurs financiers, alors que celui du portefeuille (2) passe de 0,64 à 0,83. Les estimations de la seconde sous période semblent également mieux expliquer les rendements boursiers de tous les portefeuilles par rapport à ceux de la première sous période, comme en témoigne les valeurs supérieures des R^2 du Tableau 4.14 comparativement à celles du Tableau 4.12 (à l'exception du portefeuille (1) où les R^2 sont identiques).

GRAPHIQUE 4.1 – Évolution de l'indice boursier S&P/TSX Composite



Note : Les zones ombragées correspondent à des périodes de récession.

Afin de limiter l'influence de la forte volatilité observée durant la crise financière en 2008, des estimations sont effectuées en excluant de l'échantillon la période allant de janvier 2008 à juillet 2009, soit approximativement la durée de l'effondrement de l'indice boursier S&P/TSX Composite, tel qu'illustré dans la Figure 4.1. Les résultats du Tableaux A.3 dans l'Annexe, soit ceux du modèles n'incluant que les facteurs macroéconomiques, montrent que les coefficients des facteurs du taux de change et de l'écart de taux d'intérêt ont été incorporés dans les rendements boursiers des mêmes portefeuilles que ceux des estimations de la seconde sous période. Toutefois, lorsque les facteurs financiers sont ajoutés au modèle, le facteur du taux de change n'est plus statistiquement significatif pour le portefeuille (5) comme c'était le cas dans la seconde sous période. Les facteurs financiers conservent également leur pouvoir explicatif en comparant avec les résultats du Tableau 4.14. Le facteur de taille est toutefois statistiquement significatif pour le portefeuille (5) alors qu'il ne l'était pas dans la seconde sous période.

Malgré le fait que les prix des titres boursiers suivent sensiblement le même sentier de croissance de 2000 à 2007 et de 2008 à 2015, l'effet des facteurs financiers et macroéconomiques divergent selon les sous périodes étudiées, suggérant que des changements structurels dans l'économie canadienne ont eu lieu durant la période étudiée qui ont influencé les mécanismes de fixation des prix des actions en bourse. Ceci peut sans doute contribuer à expliquer que l'écart-type du rendement mensuel de l'indice boursier S&P/TSX Composite était de 4,1% entre février 2000 et décembre 2007, alors qu'elle a été de 4,3% entre janvier 2008 et janvier 2015.

Conclusion

L'objectif de ce mémoire était, à l'aide d'un modèle de Fama-French augmenté de facteurs macroéconomiques, de déterminer si la dimension du risque macroéconomique était incorporé dans les rendements boursiers canadiens. Les résultats montrent que, lorsqu'estimés conjointement avec les facteurs financiers de Fama et French (1992), les facteurs macroéconomiques sont pris en compte par le marché. Spécifiquement, la variation mensuelle en pourcentage de l'indice du taux de change effectif canadien ainsi que l'écart entre les taux d'intérêt de long et ceux de court terme semblent influencer les rendements des petites et moyennes entreprises, des résultats similaires à ceux dans la littérature pour d'autres pays et périodes étudiés. Ces résultats ne sont toutefois pas robustes selon la période étudiée, puisque les facteurs macroéconomiques n'ont pas été pris en compte par le marché durant la période précédant la crise financière de 2008.

Les résultats obtenus dans le présent mémoire contiennent toutefois certaines limites. La période étudiée est notamment limitée, ne couvrant que 15 ans. Par ailleurs, la taille de l'échantillon (200 firmes) est également petite lorsque comparée avec la totalité des firmes cotées en bourse sur le Toronto Stock Exchange. Ainsi, des estimations couvrant une plus grande période et/ou un plus grand nombre d'entreprises pourraient potentiellement fournir davantage de précision quant aux facteurs de risques macroéconomiques qui sont pris en compte par le marché. Il n'en demeure pas moins que les résultats présentés dans ce mémoire fournissent un bon aperçu de ces risques macroéconomiques et qu'ils peuvent potentiellement offrir un outil supplémentaire pour les investisseurs.

Par ailleurs, les facteurs macroéconomiques ont été sélectionnés parmi ceux qui semblent être des facteurs importants dans la littérature, ainsi que pour l'économie canadienne. D'autres facteurs peuvent toutefois être pris en compte par le marché, lesquels ne sont pas inclus dans

l'analyse. Par conséquent, les variables retenues dans ce mémoire ne représentent pas une liste exhaustive des risques incorporés dans le marché boursier canadien. D'autres études pourraient approfondir l'analyse en incorporant d'autres facteurs explicatifs.

Bibliographie

- Aloui, R., M. Ben Aissa et D. K. Nguyen. 2011, «Global financial crisis, extreme interdependences, and contagion effects : The role of economic structure?», *Journal of Banking Finance*, vol. 35, p. 130–141.
- Apergis, N., P. Artikis et J. Sorros. 2011, «Asset pricing and foreign exchange risk», *Research in International Business and Finance*, vol. 25, p. 308–328.
- Banz, R. W. 1981, «The relationship between return and market value of common stocks», *Journal of Financial Economics*, vol. 9, p. 3–18.
- Basu, S. 1977, «Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios : a test of the efficient market hypothesis», *The Journal of Finance*, vol. 17, p. 663–682.
- Bhandari, L. C. 1988, «Debt/equity ratio and expected common stock returns : empirical evidence», *The Journal of Finance*, vol. 43, p. 507–528.
- Black, A. J., O. Klinkowska, D. McMillan et F. J. McMillan. 2014, «Forecasting stock returns : do commodity prices help?», *Journal of Forecasting*, vol. 33, p. 627–639.
- Cahart, M. M. 1997, «On persistence in mutual fund performance», *The Journal of Finance*, vol. 52, p. 57–81.
- Chen, N.-F., R. Roll et S. A. Ross. 1986, «Economic forces and the stock market», *The Journal of Business*, vol. 59, p. 383–403.
- Cheung, W., S. Fung et S.-C. Tsai. 2010, «Global capital market interdependence and spillover effect of credit risk : evidence from the 2007–2009 global financial crisis», *Applied Financial Economics*, vol. 20, p. 85–103.

- De Santis, G. et B. Gérard. 1999, «How big is the premium for currency risk?», *Journal of Financial Economics*, vol. 49, p. 375–412.
- Doidge, C., J. Griffin et R. Williamson. 2006, «Measuring the economic importance of exchange rate exposure», *Journal of Empirical Finance*, vol. 13, p. 550–576.
- Dominguez, K. M. et L. L. Tesar. 2006, «Exchange rate exposure», *Journal of International Economics*, vol. 68, p. 188–218.
- Fama, E. F. et K. R. French. 1992, «The cross-section of expected stock returns», *The Journal of Finance*, vol. 47, p. 427–465.
- Fama, E. F. et K. R. French. 1993, «Common risk factors in the returns on stocks and bonds», *Journal of Financial Economics*, vol. 33, p. 3–56.
- Fama, E. F. et K. R. French. 1995, «Size and book-to-market factors in earnings and returns», *The Journal of Finance*, vol. 50, p. 131–155.
- Fama, E. F. et K. R. French. 1996, «Multifactor explanations of asset pricing anomalies», *The Journal of Finance*, vol. 51, p. 55–84.
- Fama, E. F. et K. R. French. 1998, «Value versus growth : the international evidence», *The Journal of Finance*, vol. 53, p. 1975–1999.
- Fama, E. F. et K. R. French. 2004, «The capital asset pricing model : theory and evidence», *Journal of Economic Perspectives*, vol. 18, p. 25–46.
- Ferson, W. E. et C. R. Harvey. 1994, «Sources of risk and expected returns in global equity markets», *Journal of Banking and Finance*, vol. 18, p. 775–803.
- Jegadeesh, N. et S. Titman. 1993, «Returns to buying winners and selling losers : implications for stock market efficiency», *The Journal of Finance*, vol. 48, p. 65–91.
- Jorion, P. 1990, «The exchange-rate exposure of u.s. multinationals», *The Journal of Business*, vol. 63, p. 331–345.
- Kolari, J. W., T. C. Moorman et S. M. Sorescu. 2008, «Foreign exchange risk and the cross-section of stock returns», *Journal of International Money and Finance*, vol. 27, p. 1074–1097.

- Lintner, J. 1965, «The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets», *The Review in Economics and Statistics*, vol. 47, p. 13–37.
- Litzenberger, R. H. et K. Ramaswamy. 1979, «The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices», *Journal of Financial Economics*, vol. 7, p. 163–195.
- Luchtenberg, K. F. et Q. Viet Vu. 2015, «The 2008 financial crisis : Stock market contagion and its determinants», *Research in International Business and Finance*, vol. 33, p. 178–203.
- Park, J. et R. A. Ratti. 2008, «Oil price shocks and stock markets in the u.s. and 13 european countries», *Energy Economics*, vol. 30, p. 2587–2608.
- Pastor, L. et R. F. Stambaugh. 2003, «Liquidity risk and expected stock returns», *Journal of Political Economy*, vol. 111, p. 642–685.
- Petkova, R. 2006, «Do the fama–french factors proxy for innovations in predictive variables ?», *The Journal of Finance*, vol. 46, p. 581–612.
- Rosenberg, B., K. Reid et R. Lanstein. 1985, «Persuasive evidence of market inefficiency», *The Journal of Portfolio Management*, vol. 11, p. 9–16.
- Schwert, W. G. 1983, «Size and stock returns, and other empirical regularities», *Journal of Financial Economics*, vol. 12, p. 3–12.
- Sharpe, W. F. 1964, «Capital asset prices : a theory of market equilibrium under conditions of risk», *The Journal of Finance*, vol. 19, p. 425–442.
- Virk, N. S. 2012, «Stock returns and macro risks : evidence from finland», *Research in International Business and Finance*, vol. 26, p. 47–66.

Annexe A

Tableaux de résultats

TABLEAU A.1 – Régressions bivariées des rendements excédentaires sur la prime de risque de marché et la variation mensuelle en point de pourcentage du taux sans risque (2000:02 à 2015:01)

$(R_i - R_f)_t = a_{it} + \beta_i(R_m - R_f)_t + r_i\Delta R_{f,t} + \varepsilon_{it}$				
Portefeuille	a	β	t	R^2
(1)	1,886*** (0,514)	1,096*** (0,123)	5,526 (30,415)	0,32
(2)	0,805*** (0,290)	0,778*** (0,069)	8,399 (17,175)	0,43
(3)	0,664** (0,263)	0,916*** (0,063)	0,618 (15,554)	0,55
(4)	0,534*** (0,203)	0,749*** (0,049)	5,308 (12,017)	0,58
(5)	0,452*** (0,152)	0,645*** (0,036)	22,696* (9,021)	0,66

Les écart-types sont entre parenthèses. Les portefeuilles (1) à (5) sont formés de 40 firmes en ordre croissant selon leur capitalisation boursière. $(R_i - R_f)_t$ représente de le rendement excédentaire du portefeuille i et $(R_m - R_f)_t$ représente la prime de risque du marché. 900 observations.

* : significatif au seuil de 10%, ** : significatif au seuil de 5%, *** : significatif au seuil de 1%

TABLEAU A.2 – Régressions multivariées des rendements excédentaires sur les facteurs financiers de Fama-French, la variation de l'indice du taux de change effectif canadien, l'écart de taux d'intérêt et la variation mensuelle en pourcentage de l'indice des produits de base (2000:02 à 2015:01)

$(R_i - R_f)_t = a_{it} + \beta_i(R_m - R_f)_t + s_iSMB_t + h_iHML_t + t_i\Delta TX_t + \gamma_iSPREAD_t + p_i\Delta PB_t + \varepsilon_{it}$								
Portefeuille	a	β	s	h	t	γ	p	R^2
(1)	0,618 (0,450)	0,904*** (0,063)	1,177*** (0,049)	-0,011 (0,064)	-0,155 (0,163)	-0,454 (3,064)	-,026 (0,052)	0,85
(2)	-0,682* (0,386)	0,626*** (0,054)	0,448*** (0,042)	-0,031 (0,056)	0,235* (0,130)	7,614*** (2,630)	0,061 (0,044)	0,71
(3)	-0,112 (0,439)	0,851*** (0,062)	0,230*** (0,047)	0,097 (0,062)	0,377** (0,159)	3,068 (2,986)	(-0,046) (0,050)	0,64
(4)	-0,416* (0,363)	0,759*** (0,051)	0,000 (0,039)	0,128** (0,051)	-0,062 (0,132)	6,381** (2,475)	(0,035) (0,042)	0,62
(5)	0,520* (0,281)	0,658*** (0,040)	-0,051* (0,030)	0,088** (0,040)	0,096 (0,102)	-1,398 (1,913)	0,035 (0,032)	0,67

Les écart-types sont entres parenthèses. Les portefeuilles (1) à (5) sont formés de 40 firmes en ordre croissant selon leur capitalisation boursière. $(R_i - R_f)_t$ représente de le rendement excédentaire du portefeuille i et $(R_m - R_f)_t$ représente la prime de risque du marché. L'écart de taux d'intérêt représente la différence entre le rendement mensuel des obligations gouvernementales canadiennes à échéance de 10 ans et celui des obligations à échéance de 3 mois. 900 observations.

* : significatif au seuil de 10%

** : significatif au seuil de 5%

*** : significatif au seuil de 1%

TABLEAU A.3 – Régressions multivariées des rendements excédentaires sur la prime de risque de marché, la variation mensuelle en pourcentage de l'indice du taux de change effectif canadien et l'écart de taux d'intérêt (2009:07 à 2015:01)

$(R_i - R_f)_t = a_{it} + \beta_i(R_m - R_f)_t + t_i\Delta TX_t + \gamma_iSPREAD_t + \varepsilon_{it}$					
Portefeuille	a	β	t	γ	R^2
(1)	0,560 (1,695)	0,991*** (0,230)	0,010 (0,520)	3,469 (111,123)	0,24
(2)	-0,856 (0,823)	0,654*** (0,112)	0,825*** (0,252)	14,617*** (5,401)	0,53
(3)	0,410 (0,720)	0,966*** (0,098)	0,701*** (0,221)	0,720 (4,727)	0,66
(4)	-0,452 (0,536)	0,970*** (0,073)	0,203 (0,164)	8,027*** (3,515)	0,76
(5)	0,137 (0,341)	0,975*** (0,046)	0,051 (0,105)	-0,497 (2,238)	0,88

Les écart-types sont entres parenthèses. Les portefeuilles (1) à (5) sont formés de 40 firmes en ordre croissant selon leur capitalisation boursière. $(R_i - R_f)_t$ représente de le rendement excédentaire du portefeuille i et $(R_m - R_f)_t$ représente la prime de risque du marché. L'écart de taux d'intérêt représente la différence entre le rendement mensuel des obligations gouvernementales canadiennes à échéance de 10 ans et celui des obligations à échéance de 3 mois. 330 observations.

* : significatif au seuil de 10%

** : significatif au seuil de 5%

*** : significatif au seuil de 1%

TABLEAU A.4 – Régressions multivariées des rendements excédentaires sur les facteurs financiers de Fama-French, la variation mensuelle en pourcentage de l'indice du taux de change effectif canadien et l'écart de taux d'intérêt (2009:07 à 2015:01)

$(R_i - R_f)_t = a_{it} + \beta_i(R_m - R_f)_t + s_iSMB_t + h_iHML_t + t_i\Delta TX_t + \gamma_iSPREAD_t + \varepsilon_{it}$							
Portefeuille	a	β	s	h	t	γ	R^2
(1)	0,575 (0,908)	1,087*** (0,121)	1,246*** (0,102)	-0,279*** (0,109)	-0,233 (0,280)	-0,676 (5,878)	0,80
(2)	-0,746 (0,626)	0,692*** (0,084)	0,457*** (0,070)	-0,174*** (0,075)	0,767*** (0,193)	12,801*** (4,050)	0,75
(3)	0,536 (0,686)	0,985*** (0,092)	0,208*** (0,077)	-0,131 (0,083)	0,697*** (0,211)	-0,320 (4,442)	0,71
(4)	-0,313 (0,545)	0,970*** (0,073)	-0,034 (0,061)	-0,088 (0,066)	0,251 (0,168)	7,746** (3,527)	0,77
(5)	0,183 (0,340)	0,969*** (0,045)	-0,081** (0,038)	-0,014 (0,041)	0,84 (0,105)	-0,361 (2,201)	0,89

Les écart-types sont entres parenthèses. Les portefeuilles (1) à (5) sont formés de 40 firmes en ordre croissant selon leur capitalisation boursière. $(R_i - R_f)_t$ représente de le rendement excédentaire du portefeuille i et $(R_m - R_f)_t$ représente la prime de risque du marché. L'écart de taux d'intérêt représente la différence entre le rendement mensuel des obligations gouvernementales canadiennes à échéance de 10 ans et celui des obligations à échéance de 3 mois. 330 observations.

* : significatif au seuil de 10%

** : significatif au seuil de 5%

*** : significatif au seuil de 1%