

# Table des matières

Résumé	iii
Table des matières	iv
Liste des tableaux	vi
Liste des figures	vii
Remerciements	viii
Introduction	1
<b>1 Le modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel</b>	<b>3</b>
1.1 Introduction au modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel . . . . .	3
1.2 Le modèle de Fama-French à trois facteurs . . . . .	5
<b>2 La construction des facteurs de Fama-French et des portefeuilles boursiers canadiens</b>	<b>10</b>
2.1 Données . . . . .	10
2.2 Correction des données . . . . .	11
2.3 Méthodologie de l'estimation des facteurs . . . . .	11
2.4 Construction des portefeuilles expliqués . . . . .	13
<b>3 Le risque immobilier sur le marché boursier canadien</b>	<b>15</b>
3.1 Qu'est-ce qu'un REIT . . . . .	16
3.2 Mesure du rendement des REITs . . . . .	17
<b>4 Le modèle de Ferson et son estimation par GMM</b>	<b>20</b>
<b>5 Analyse des résultats</b>	<b>23</b>
5.1 Spécification du modèle et résumé des données . . . . .	23
5.2 Spécification de l'indice REIT . . . . .	23
5.3 Analyse des résultats et constats . . . . .	26
<b>Conclusion</b>	<b>32</b>
<b>A Liste des REITs inscrits à la Bourse de Toronto</b>	<b>34</b>
<b>B Résultats de la régression du modèle de Fama-French à trois facteurs</b>	<b>36</b>

<b>C Rendements excédentaires moyens prédits du modèle de Fama-French à trois et du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel à quatre facteurs</b>	<b>37</b>
<b>Bibliographie</b>	<b>38</b>

# Liste des tableaux

2.1	Sommaire statistique des facteurs de Fama-French . . . . .	13
2.2	Sommaire statistique des portefeuilles expliqués . . . . .	14
3.1	Liste des titres composant le S&P/TSX Capped REIT Index . . . . .	18
3.2	Sommaire statistique des indices REIT . . . . .	19
5.1	Résultats de la régression du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel avec <i>SPRTRE</i> comme mesure du risque immobilier . . . . .	25
5.2	Résultats de la régression du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel avec <i>ICREIT</i> comme mesure du risque immobilier . . . . .	25
5.3	Les $\alpha$ et t-stat des différentes spécifications du risque immobilier dans notre modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel . . . . .	26
5.4	Résultats de la régression du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel à quatre facteurs . . . . .	27
5.5	Valeur absolue de l'écart en pourcentage entre le rendement excédentaire moyen prédit et le rendement excédentaire moyen . . . . .	30
5.6	Les $\alpha$ et t-stat du modèle de Fama-French à trois facteurs et du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriels à quatre facteurs . . . . .	31
A.1	Liste des REITs inscrits à la Bourse de Toronto en janvier 2017 . . . . .	34
B.1	Résultats de la régression par GMM de la formulation de Ferson du modèle de Fama-French à trois facteurs . . . . .	36
C.1	Rendements excédentaires moyens et rendements excédentaires moyens prédits du modèle de Fama-French à trois facteurs et du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel à quatre facteurs . . . . .	37

# Liste des figures

1.1	Rendements excédentaires moyens de 25 portefeuilles par rapport aux prédictions du CAPM . . . . .	7
1.2	Rendements excédentaires moyens de 25 portefeuilles par rapport aux prédictions du CAPM : regroupés en fonction de leur CB . . . . .	8
1.3	Rendements excédentaires moyens de 25 portefeuilles par rapport aux prédictions du CAPM : regroupés en fonction de leur ratio B/M . . . . .	8
1.4	Rendements excédentaires moyens de 25 portefeuilles par rapport aux prédictions du modèle de Fama-French à trois facteurs : regroupés en fonction de leur CB . . . . .	9
1.5	Rendements excédentaires moyens de 25 portefeuilles par rapport aux prédictions du modèle de Fama-French à trois facteurs : regroupés en fonction de leur ratio B/M . . . . .	9
5.1	Rendements excédentaires moyens de nos portefeuilles expliqués par rapport aux rendements excédentaires moyens prédits du modèle de Fama-French à trois facteurs et du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel à quatre facteurs	29

## Remerciements

Je dédie ce mémoire à ma mère, mon père, ma grand-mère Linda et ma conjointe Charlotte pour leur soutien.

Je tiens à remercier mon directeur de recherche Monsieur Benoît Camichaeæl, professeur au département d'économique de l'Université Laval, de m'avoir guidé lors de la réalisation de ce travail et pour ses précieux conseils.

Mes remerciements s'adressent également aux membres comité qui ont évalué mon mémoire, ainsi qu'au corps professoral et au personnel administratif du département d'économique de l'Université Laval.

# Introduction

Le secteur immobilier représente une part importante de l'activité économique au Canada. En effet, à eux seuls, les investissements dans le secteur résidentiel (la construction de nouveaux bâtiments, la rénovation, l'entretien, la réparation, etc...) représentaient 7,7 % du PIB en 2016. En y ajoutant les investissements en construction de bâtiments non résidentiels, cette proportion atteignait 10,7 % du PIB canadien en 2016<sup>1</sup>.

Pour les ménages canadiens, l'immobilier est une source de richesse importante puisqu'en 2017, 79,5 % des actifs non financiers et 42,2 % des actifs totaux des ménages provenaient des immeubles résidentiels, des constructions non résidentielles et des terrains<sup>2</sup>. Bien que l'immobilier représente une part importante des actifs des ménages, ce secteur forme également une part non négligeable des passifs. En effet, les prêts hypothécaires constituaient 65,6 % de l'ensemble de la valeur des prêts octroyés aux ménages canadiens en 2017<sup>3</sup>.

L'importance de l'immobilier dans l'économie canadienne pourrait nous laisser croire que ce secteur représente une source de risque additionnel pour les marchés boursiers. Toutefois, l'immobilier fut plutôt considéré pendant longtemps comme un investissement sûr qui ne représentait que très peu de risque pour les marchés financiers. C'est pourquoi, outre quelques rares études comme celle de Liu, Hartzell, Greig and Grissom (1990) (13), de Liu and Mei (1992) (14), de Mei and Lee (1994) (15) et de Hsieh and Peterson(2000) (11), l'effet du risque immobilier semble avoir souvent été omis lors de l'analyse des risques qui affectent le rendement des actifs financiers.

La crise financière de 2007-2009 est venue soulever l'idée que le secteur immobilier n'était pas aussi sûr qu'on le croyait. En effet, cette crise ayant été causée par les prêts hypothécaires à risque (*subprime mortgage*), vient renforcée l'idée que si le risque immobilier n'était pas pris en compte dans l'analyse des risques qui affectent le rendement des actifs financiers, c'était en raison d'une omission plutôt qu'une absence de risque.

Dans ce mémoire, il sera question de déterminer si l'immobilier joue un rôle comme facteur

---

1. Données recueillies à partir des tableaux 026-0009, 026-0016, 026-0013 et 384-0038 de Statistique Canada. (19; 21; 20; 23)

2. Données recueillies à partir du tableau 378-0121 de Statistique Canada. (22)

3. *Ibid.*

de risque potentiel qui détermine le rendement des actifs financiers à la Bourse de Toronto. Comme Carmichael et Coën (2016) (1), nous utiliserons le rendement des fiducies de placement immobilier (REIT) comme mesure du facteur de risque immobilier. Nos estimations économétriques de l'effet du risque immobilier sur les rendements de portefeuilles d'actions canadiennes s'appuient sur la formulation économétrique du modèle multifactoriel d'évaluation d'actifs proposée par Ferson (7).

Le mémoire s'articule autour de cinq chapitres principaux. Au chapitre 1, il sera d'abord question d'expliquer en quoi de manière générale consiste le modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel. La formulation à trois facteurs proposée par Fama et French fait également l'objet d'une discussion approfondie.

Au chapitre 2, nous calculerons les facteurs de Fama-French pour le marché canadien et expliquerons la méthodologie utilisée pour y arriver.

Le chapitre 3 portera sur notre mesure du risque immobilier. Nous comparerons l'utilisation de deux mesures différentes, soit le *S&P/TSX Capped REIT Index* et un indice composite que nous calculerons à partir de l'ensemble des REITs inscrits à la Bourse de Toronto.

Le chapitre 4 portera sur la formulation de Ferson du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel et sur son estimation par la méthode des moments généralisés (GMM).

Finalement, au chapitre 5, il sera d'abord question de sélectionner la meilleure spécification du risque immobilier dans notre modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel. Dans un deuxième temps, nous répondrons à notre question de recherche en analysant les résultats obtenus de l'estimation par GMM du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel prenant en compte le risque immobilier. Pour y répondre, nous utiliserons trois approches. Nous analyserons d'abord les coefficients  $\beta$  du facteur de risque immobilier obtenus lors de la régression de notre modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel à quatre facteurs. Nous analyserons ensuite la différence entre les prévisions de notre modèle et celui de Fama-French à trois facteurs. Finalement, nous analyserons les erreurs d'évaluation du modèle, communément appelées coefficients *alpha* en finance.

# Chapitre 1

## Le modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel

Afin d'évaluer l'effet du risque immobilier sur les rendements boursiers des actifs canadiens, nous utiliserons le modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel tel que proposé par Ferson (7). Cette formulation a également été celle adoptée par Carmichael et Coën (1) et Carmichael et Samson (2). Nous élaborerons d'abord dans ce chapitre sur le modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel dans son cadre général et nous reviendrons au chapitre 4 sur la formulation proposée par Ferson.

### 1.1 Introduction au modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel

Avant d'élaborer davantage sur le modèle multifactoriel, il est essentiel de débiter par quelques définitions. Premièrement, définissons par convention  $E_t[R_{i,t+1}]$  comme étant l'espérance à la période  $t$  du rendement excédentaire du portefeuille  $i$  à la période  $t+1$ . Le rendement excédentaire est le rendement d'un portefeuille duquel nous soustrayons le rendement sans risque  $R_f$ . Généralement,  $R_f$  est le rendement d'obligations du gouvernement à très court terme. Puisqu'il est très peu probable qu'un gouvernement ne puisse pas faire face à ses créanciers sur une courte période de temps, nous appelons ce rendement *sans risque*. Le rendement excédentaire  $E_t[R_{i,t+1}]$  est donc défini comme suit<sup>1</sup> :

$$E_t[R_{i,t+1}] = \frac{E_t[Price_{i,t+1}] - Price_{i,t}}{Price_{i,t}} - E_t[R_{f,t+1}] \quad (1.1)$$

tel que

---

1. L'équation 1.1 ignore la possibilité des dividendes soient versés au cours de la période  $t+1$ . Cette simplification est utilisée pour éviter d'alourdir la présentation du modèle. Les résultats empiriques présentés dans au chapitre 5 tiennent compte revenus en dividendes.

$$E_t[R_{f,t+1}] = \frac{E[Pris_{f,t+1}] - Pris_{f,t}}{Pris_{f,t}} \quad (1.2)$$

De plus,  $E_t[R_{i,t+1}]$  peut également être défini comme la prime de risque d'investir dans le portefeuille  $i$  plutôt que dans  $f$ . La prime de risque signifie que les investisseurs faisant le choix de posséder le portefeuille  $i$  plutôt que  $f$  auront un écart de rendement de  $R_i$  entre les deux.

Les restrictions imposées sur les rendements excédentaires attendus (c'est-à-dire  $E_t[R_{i,t+1}]$ ) par le modèle multifactoriel découlent de l'hypothèse d'absence de relations d'arbitrage à l'équilibre. Cette hypothèse implique que le rendement excédentaire d'un portefeuille d'actifs risqués est expliqué par la somme pondérée de différents facteurs de risques systématiques. Ces facteurs sont ceux qui ne peuvent être éliminés par une diversification efficace des portefeuilles. L'équation (1.3) représente de manière formelle cette restriction du modèle multifactoriel sur les rendements excédentaires attendus.

$$E_t[R_{i,t+1}] = \sum_j^J \beta_{j,i} \lambda_{j,t} \quad (1.3)$$

tel que  $J$  est le nombre de facteurs de risques systématiques,  $\lambda_{j,t}$  est le prix du risque  $j$  et  $\beta_{j,i}$  est la quantité de risque propre au facteur  $j$  dans le portefeuille  $i$ . Nous supposons également que l'ajout d'un facteur  $j$  au modèle permet d'améliorer la précision et la qualité de ce dernier.

Dans le cas de la problématique qui nous intéresse, afin de capter l'effet du risque immobilier sur les rendements boursiers d'actifs canadiens, il sera question d'introduire un facteur explicatif relatif à l'immobilier. Nous approfondirons cette question au chapitre 3.

Habituellement, deux catégories de risques sont incluses dans le modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel, soit le risque résiduel propre au portefeuille  $i$  en question, ainsi que le risque systématique touchant l'ensemble des portefeuilles de l'économie.

Dans le cas spécifique du *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), défini par l'équation (1.4), le modèle explique  $E_t[R_{i,t+1}]$  en fonction d'un seul facteur  $j$  qui est l'espérance du rendement excédentaire du portefeuille de marché. Le portefeuille de marché est un regroupement d'actifs incluant l'ensemble des titres disponibles sur le marché financier, pondérés par leur proportion sur le marché (12).

$$E_t[R_{i,t+1}] = \beta_{MKT,i} E(MKT_{t+1}) \quad (1.4)$$

tel que  $MKT$  est le rendement excédentaire du portefeuille de marché.

Dans le cas du *CAPM*, le coefficient  $\beta_{MKT,i}$  peut être interprété comme la quantité de risque systématique associée au marché dans le portefeuille  $i$ . Lorsque  $\beta_{MKT,i} = 1$ , cela signifie que le risque d'investir dans le portefeuille de marché est égale à celui d'investir dans le portefeuille  $i$ , faisant en sorte que leur rendement excédentaire espéré devrait être égal. Dans le cas où  $\beta_{MKT,i} > 1$ , le portefeuille  $i$  est plus risqué que le portefeuille de marché et le rendement excédentaire espéré du portefeuille  $i$  devrait alors être supérieur à celui du portefeuille de marché afin de récompenser la prise de risque. À l'inverse, si  $\beta_{MKT,i} < 1$ , alors le portefeuille  $i$  est moins risqué que le portefeuille de marché, ce qui fait en sorte que le portefeuille  $i$  devrait avoir un rendement excédentaire espéré plus faible que celui du marché.

## 1.2 Le modèle de Fama-French à trois facteurs

La formulation la plus populaire du modèle multifactoriel est celle de Fama-French à trois facteurs, défini à l'équation (1.5) (5). Ce modèle, dont les bases sont essentiellement empiriques, est en quelques sortes une extension du *CAPM*. Dans leur étude, Fama et French ont ajouté deux facteurs supplémentaires afin de donner le maximum d'information au modèle pour réussir à bien expliquer les rendements et ainsi arriver à une meilleure évaluation d'actifs. En plus du rendement excédentaire du marché *MKT*, ils ont introduit le facteur Petit moins Grand, aussi appelé *Small minus Big (SMB)* et le facteur Élevé moins Faible, aussi appelé *High minus Low (HML)*.

$$E_t[R_{i,t+1}] = \beta_{MKT,i}E(MKT_{t+1}) + \beta_{SMB,i}E(SMB_{t+1}) + \beta_{HML,i}E(HML_{t+1}) \quad (1.5)$$

Le modèle économétrique correspondant est :

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{MKT,i}MKT_t + \beta_{SMB,i}SMB_t + \beta_{HML,i}HML_t + e_t \quad (1.6)$$

À l'instar du coefficient  $\beta_{MKT,i}$ , les coefficients  $\beta_{SMB,i}$  et  $\beta_{HML,i}$  mesurent respectivement la quantité de risque systématique associée à la taille et à la valeur comptable des firmes dans le portefeuille  $i$ .

Dans leurs recherches, Fama et French (5) ont remarqué que deux types de compagnies semblaient battre systématiquement le rendement du marché, soient celles avec une petite capitalisation boursière (*low*) et celles avec un ratio *Book-to-market* (B/M) élevé (*high*). Le ratio B/M est la proportion de la valeur comptable de l'entreprise par rapport à sa capitalisation boursière (CB).

Le facteur *SMB* est le facteur de risque relié à la taille de l'entreprise. Une compagnie avec une faible CB est susceptible de générer des rendements plus élevés, mais avec une plus grande

variance. À l'inverse les entreprises avec une plus grande CB effectuent des rendements relativement moins élevés, mais avec une moins grande variance. En effet, pour une compagnie de petite taille, il est plus facile en proportion de croître et d'augmenter sa valeur qu'une compagnie ayant déjà atteint une taille plus importante. Le facteur *SMB* peut être défini comme étant la prime de rendement reliée à la taille, c'est-à-dire à la différence entre le rendement des entreprises à petite CB (*Small*) et celles à grosse CB (*Big*).

Le facteur *HML* est relié au ratio B/M et à l'évaluation de l'entreprise. Une compagnie dont le ratio B/M est supérieure à 1 est considérée comme sous-évaluée par le marché puisque la valeur comptable est supérieur à la CB. Ce type de compagnie possède donc plus d'actifs comptables que sa valeur transigée en bourse. À l'inverse, une entreprise est surévaluée lorsque son ratio B/M est compris entre 0 et 1, faisant en sorte que sa CB est supérieure à sa valeur comptable. Les entreprises avec un ratio B/M élevé sont donc susceptibles de connaître une croissance plus importante que celles avec un ratio B/M faible, et par conséquent, enregistrer des rendements plus élevés. Le facteur *HML* peut être défini comme étant la prime de rendement reliée à l'évaluation de l'entreprise, c'est-à-dire à la différence entre le rendement des entreprises à ratio B/M élevé (*High*) et celles à ratio B/M faible (*Low*).

Finalement, dans le modèle économétrique,  $\alpha_i$  est la constante du modèle. Elle est également appelée *coefficient alpha de Jensen*, qui mesure la rentabilité anormale du portefeuille par rapport au rendement exigé par la sensibilité du portefeuille  $i$  aux risques systématiques *MKT*, *SMB* et *HML*. Pour ce qui est de  $e_t$ , il représente le résidu de la régression.

En utilisant le modèle de Fama-French à trois facteurs comme point de départ de notre modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel, plutôt qu'uniquement le facteur *MKT* comme dans le CAPM, nous serons en mesure d'évaluer avec plus de précision les rendements du portefeuille  $i$ . À titre d'exemple, la figure 1.1 (3) met en relation le rendement excédentaire moyen de 25 portefeuilles d'actifs ( $i = \{1, 25\}$ ) (axe des  $y$ ) et le rendement excédentaire moyen du marché multiplié par le  $\beta_{MKT,i}$  de chaque portefeuille  $i$  (axe des  $x$ )(3). Les actifs formant les portefeuilles ont été regroupés en fonction de leur ratio B/M.

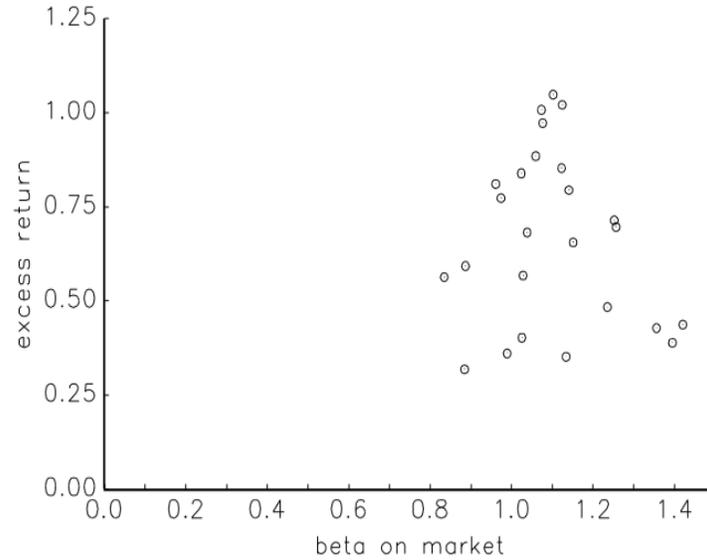


FIGURE 1.1 – Rendements excédentaires moyens de 25 portefeuilles par rapport aux prédictions du CAPM

Source : John H Cochrane. Asset Pricing : (Revised Edition). Princeton university press, 2009. p. 439

À première vue, aucune relation linéaire ne semble exister entre les résultats fournis par le CAPM et le rendement excédentaire moyen des portefeuilles. Si cette relation était bien présente, les rendements excédentaires moyens des vingt-cinq portefeuilles auraient tous été alignés dans cette figure le long d'une droite dont la pente aurait été la prime de marché moyenne.

Toutefois, en utilisant les mêmes résultats, mais en regroupant les portefeuilles en fonction de leur CB (figure 1.2) ou de leur ratio B/M (figure 1.3) (3), une relation davantage linéaire semble apparaitre pour chaque regroupement. Face à cette observation, Fama et French en sont venus à la conclusion que l'inclusion des facteurs de risque *SMB* et *HML* permettrait d'améliorer les prévisions de leur modèle (5).

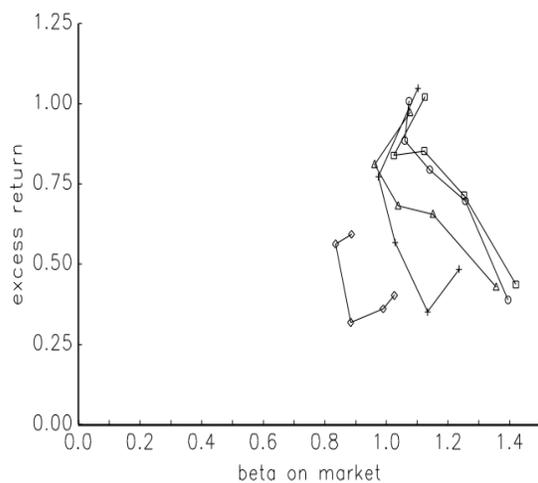


FIGURE 1.2 – Rendements excédentaires moyens de 25 portefeuilles par rapport aux prédictions du CAPM : regroupés en fonction de leur CB

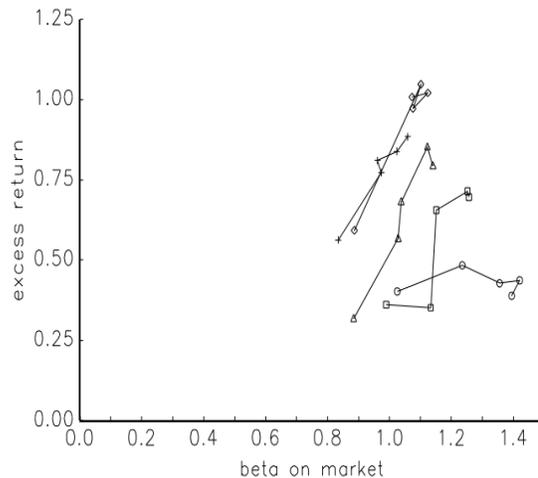


FIGURE 1.3 – Rendements excédentaires moyens de 25 portefeuilles par rapport aux prédictions du CAPM : regroupés en fonction de leur ratio B/M

Source : John H Cochrane. Asset Pricing : (Revised Edition). Princeton university press, 2009. p. 440

En reprenant les mêmes portefeuilles qu'à la figure 1.1, mais en les comparant avec les résultats prédits par le modèle de Fama-French à trois facteurs, nous retrouvons une relation qui est davantage linéaire que dans le cas du CAPM. Les figures 1.4 et 1.5 (3) illustrent cette relation.

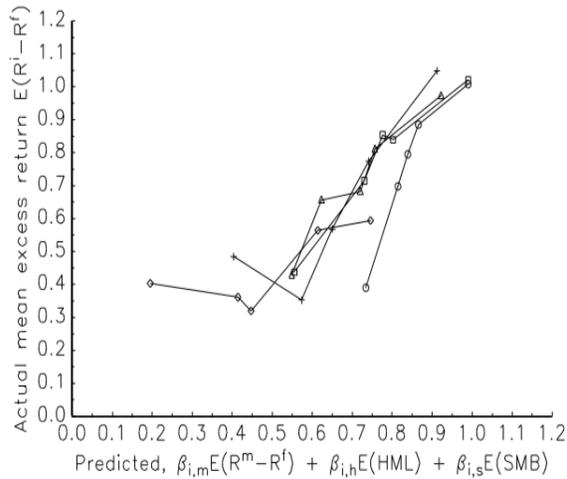


FIGURE 1.4 – Rendements excédentaires moyens de 25 portefeuilles par rapport aux prédictions du modèle de Fama-French à trois facteurs : regroupés en fonction de leur CB

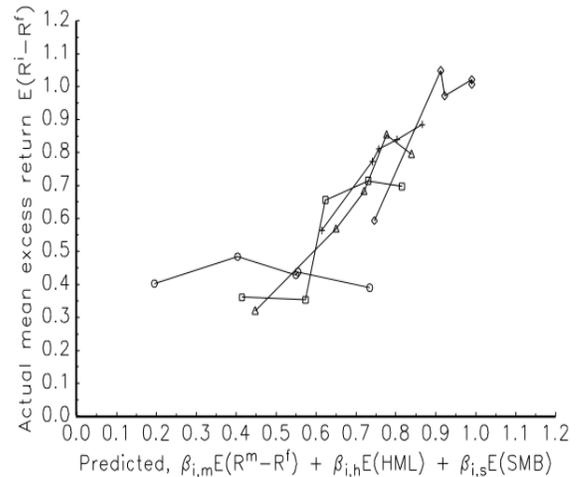


FIGURE 1.5 – Rendements excédentaires moyens de 25 portefeuilles par rapport aux prédictions du modèle de Fama-French à trois facteurs : regroupés en fonction de leur ratio B/M

Source : John H Cochrane. Asset Pricing : (Revised Edition). Princeton university press, 2009. p. 441

Les différentes caractéristiques des firmes ont par la suite guidé Fama et French dans leurs recherches. Ils en sont ainsi arrivés récemment à développer un modèle comprenant cinq facteurs permettant d'évaluer le rendement d'actifs financiers (6). Ce modèle, comprenant les trois facteurs originaux, auquel on ajoute un premier facteur prenant en compte la différence de rendement entre les firmes conservatrices et agressives (*Conservative minus Aggressive* ou *CMA*) et un second facteur prenant en compte la différence de rendement entre les firmes robustes et celles plus fragiles (*Robust minus Weak* ou *RMW*). Toutefois, dans le cadre de ce mémoire, nous nous en tiendrons au modèle à trois facteurs puisque le modèle à cinq facteurs de Fama et French fait toujours l'objet de débats dans la littérature scientifique financière.

## Chapitre 2

# La construction des facteurs de Fama-French et des portefeuilles boursiers canadiens

### 2.1 Données

Afin d'évaluer l'effet du risque immobilier sur les rendements boursiers canadiens, il est d'abord essentiel d'évaluer les trois facteurs de Fama-French pour le marché canadien, c'est-à-dire le rendement excédentaire du marché ( $MKT = R_m - R_f$ ), le facteur *Small minus Big* ( $SMB$ ) et le facteur *High minus Low* ( $HML$ ). En effet, bien que ces facteurs soient calculés pour l'ensemble de l'Amérique du Nord sur le site web de Kenneth French<sup>1</sup>, ils ne sont pas disponibles pour le Canada uniquement (9).

Afin de calculer les facteurs  $MKT$ ,  $SMB$  et  $HML$  pour le marché boursier canadien, nous utiliserons un échantillon de 806 entreprises donc les actions sont inscrites à la Bourse de Toronto. Les actions avec des données indisponibles n'ont pas été considérées. Quant à la période d'étude, elle débute en janvier 2000 et se termine en décembre 2016, soit 204 mois.

L'ensemble des données a été extrait à partir de la plateforme *Bloomberg* et sont des titres qui étaient inscrits à la Bourse de Toronto en date de janvier 2017. L'utilisation de cette base de données causent toutefois un biais de « survivance », puisque les actions ayant été en bourse depuis janvier 2000, mais n'y étant pas demeurés jusqu'à janvier 2017 n'ont pas été pris en compte pour la composition de l'échantillon. Il se peut donc que les rendements des titres formant l'échantillon soient légèrement supérieurs au rendement moyen de l'ensemble des actions transigées à la Bourse de Toronto entre janvier 2000 et janvier 2017.

En ce qui concerne les variables utilisées pour calculer les facteurs de Fama-French canadiens,

---

1. <http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/index.html>

nous avons d'abord utilisé le rendement mensuel de chaque titre de l'échantillon. Le rendement mensuel représente la moyenne sur un mois de la variation journalière du prix de clôture du titre. De plus, nous avons utilisé leur CB telle que définie comme étant le nombre d'action ordinaire en circulation multiplié par le prix de clôture. Afin d'obtenir le ratio B/M, nous avons utilisé l'inverse du ratio « *Price-to-Book* » calculé par *Bloomberg*. Finalement, le rendement sans risque  $R_f$  correspond au rendement mensuel moyen des Bons du trésor du Gouvernement du Canada à échéance de 91 jours.

## 2.2 Correction des données

De plus, certaines conditions ont été posées afin de nettoyer les données des valeurs aberrantes. Les observations remplissant au moins l'une de ces conditions ont été tout simplement retirées.

Sachant qu'il est possible pour un titre d'avoir un rendement de plus de 100 %, mais qu'il lui est impossible de perdre plus de 100 % de sa valeur, nous avons séparé l'étude des observations aberrantes pour les rendements selon qu'ils soient positif ou négatif. Premièrement, parmi les rendements mensuels  $\geq 0$ , ceux étant supérieurs à 99,9 % des observations ont été supprimées. Ensuite, parmi les rendements mensuels  $< 0$ , ceux étant inférieurs à 0,01 % des observations ont été supprimées.

En ce qui a trait à la CB, les observations pour les titres ayant une CB égale à 0 ont été retirées puisqu'il est impossible pour une compagnie inscrite en bourse de n'avoir aucune valeur. De plus, les observations pour les titres ayant une CB plus grande que 99 % de l'ensemble des observations ont été retirées.

Pour ce qui est des observations aberrantes en lien avec le ratio B/M, les observations ayant un ratio B/M négatif ont été supprimées. En effet, il est impossible pour une compagnie d'avoir une valeur d'actif comptable ou une capitalisation boursière négative. Les observations ayant un ratio B/M égale à 0 ont également été éliminées puisque cela signifie que la compagnie possède une valeur comptable nulle. Finalement, parmi les ratios B/M  $\geq 1$ , ceux étant supérieurs à 99,9 % des observations ont été supprimées.

## 2.3 Méthodologie de l'estimation des facteurs

Afin de construire les différents facteurs, nous avons d'abord posé l'hypothèse que la CB et le ratio B/M des titres sont réévalués à la fin du deuxième trimestre de chaque année. De cette façon, la catégorisation d'un titre entre Petit ou Grand et Élevé ou Faible se fait une fois par année. La CB et le ratio B/M d'un titre sont fixes pour la période de juillet de l'année  $x$  à juin de l'année  $x + 1$  et leurs valeurs sont celles observées à la fin du mois de juin de l'année  $x$ .

Le rendement excédentaire du marché canadien ( $MKT$ ) pour l'ensemble des périodes  $t$  est le

rendement du *S&P/TSX composite index* duquelle nous soustrayons le rendement sans risque  $R_{f,t}$ .

$$MKT_t = R_{m,t} - R_{f,t} \quad (2.1)$$

Afin de construire les facteurs *SMB* et *HML*, il faut séparer les titres selon leur CB et leur ratio B/M. Le premier groupe, appelé « *Small* », est formé par les titres ayant une CB plus petite ou égale au 10<sup>e</sup> centile de l'ensemble des titres. Le deuxième groupe, appelé « *Big* », est formé par les titres ayant une CB plus grande que le 90<sup>e</sup> centile de l'ensemble des titres.

Ensuite, les titres sont identifiés comme « *High* » si leur ratio B/M est supérieur au 70<sup>e</sup> centile des titres identifiés comme « *Big* ». Ils sont identifiés comme « *Low* » si leur ratio B/M est inférieur ou égale au 30<sup>e</sup> centile des titres identifiés comme « *Big* ». Finalement, ils sont identifiés comme « *Neutral* » si leur ratio B/M est supérieur au 30<sup>e</sup> centile, mais inférieur ou égale au 70<sup>e</sup> centile des titres identifiés comme « *Big* ».

Nous sommes ensuite en mesure de construire six portefeuilles qui seront réévalués à chaque année. Les portefeuilles sont nommés *SH*, *SN*, *SL*, *BH*, *BN* et *BL*. Cette logique veut que par exemple, le portefeuille *SH* soit composé de titres qualifiés de « *Small* » en termes de CB et ayant un ratio B/M qualifiés de « *High* ».

Par la suite, il faut calculer le rendement mensuel de chaque portefeuille ( $R_{SH,t}$ ,  $R_{SN,t}$ ,  $R_{SL,t}$ ,  $R_{BH,t}$ ,  $R_{BN,t}$  et  $R_{BL,t}$ ), pour la période de janvier 2000 à décembre 2016. Pour chaque portefeuille, il s'agit de la moyenne des rendements des  $k$  titres formant le portefeuille, pondérée par leur CB. Par exemple, dans le cas du rendement du portefeuille *SH* :

$$R_{SH,t} = \frac{\sum_k^K CB_{k,SH,t} R_{k,SH,t}}{\sum_k^K CB_{k,SH,t}} \quad (2.2)$$

Finalement, nous calculons les facteurs *SMB* et *HML*. Le facteur *SMB* est égale à la différence entre la moyenne des rendements des trois portefeuilles à petite CB et la moyenne des rendements des portefeuilles à grande CB. Autrement dit, *SMB* est l'écart entre deux portefeuilles extrêmes, le premier composé par des actions à petite CB et le deuxième, avec des actions à grande CB.

$$SMB_t = 1/3(R_{SH,t} + R_{SN,t} + R_{SL,t}) - 1/3(R_{BH,t} + R_{BN,t} + R_{BL,t}) \quad (2.3)$$

Le facteur *HML* est égale à la différence entre la moyenne des rendements des deux portefeuilles à ratio B/M élevé et la moyenne des rendements des deux portefeuilles à ratio B/M

faible. Autrement dit,  $HML$  est l'écart entre deux portefeuilles extrêmes, le premier composé par des actions à ratio B/M élevé et le deuxième composé d'actions à ratio B/M faible.

$$HML_t = 1/2(R_{SH,t} + R_{BH,t}) - 1/2(R_{SL,t} + R_{BL,t}) \quad (2.4)$$

TABLE 2.1: Sommaire statistique des facteurs de Fama-French

	Moyenne	$\sigma$	Min.	Max.	$\rho_1$	$\rho_2$
MKT	0,196	4,052	-17,088	11,187	0,213	0,074
SMB	2,746	8,837	-21,312	45,179	0,159	0,100
HML	0,475	6,577	-37,063	19,010	-0,044	0,054

Cette table rapporte le rendement excédentaire moyen (en pourcentage), l'écart type ( $\sigma$ ), le minimum, le maximum, le premier ( $\rho_1$ ) et le deuxième ( $\rho_2$ ) coefficients d'autocorrélation. L'échantillon couvre la période du mois de janvier 2000 au mois de décembre 2016.  $MKT$  = Le facteur de risque du marché,  $SMB$  = Le facteur de taille de Fama-French et  $HML$  = Le facteur de B/M de Fama-French.

## 2.4 Construction des portefeuilles expliqués

Afin d'estimer les différents coefficient  $\beta_{j,i}$ , tel que  $J$  est le nombre de facteurs de risque inclus dans le modèle, nous utiliserons le rendement excédentaire de dix portefeuilles expliqués  $R_i$ , tel que  $i = \{1, 10\}$ .

Pour construire les différents portefeuilles, nous commençons par séparer notre échantillon de titre en fonction de leur CB. Chaque portefeuille est formé par 10 % des actions de l'échantillon en fonction du décile de leur CB. Par exemple, le portefeuille  $R_1$  contient les titres avec une CB se situant parmi les 10 % les plus faibles, alors que le portefeuille  $R_{10}$  contient les titres avec une CB se situant parmi les 10 % les plus élevés. Les titres formants les portefeuilles sont réévalués une fois par année, comme pour le calcul des facteurs  $SMB$  et  $HML$ .

Finalement, le rendement excédentaire d'un portefeuille  $i$  à la période  $t$  est la moyenne des rendements des  $k$  titres formant le portefeuille, pondérée par leur CB, duquel nous soustrayons le rendement sans risque  $R_f$ .

$$R_{i,t} = \frac{\sum_k^K CB_{k,i,t} R_{k,i,t}}{\sum_k^K CB_{k,i,t}} - R_{f,t} \quad (2.5)$$

TABLE 2.2: Sommaire statistique des portefeuilles expliqués

	Moyenne	$\sigma$	Min.	Max.	$\rho_1$	$\rho_2$
$R_1$	3,737	8,565	-20,759	31,739	0,325	0,081
$R_2$	1,585	6,786	-30,271	28,278	0,375	0,166
$R_3$	1,538	6,120	-28,805	14,553	0,292	0,094
$R_4$	0,916	5,676	-29,785	22,238	0,273	0,162
$R_5$	0,839	5,429	-26,064	13,100	0,278	0,130
$R_6$	0,759	5,124	-23,936	16,426	0,214	0,120
$R_7$	1,008	5,046	-24,748	17,919	0,236	0,073
$R_8$	0,689	4,772	-20,531	16,719	0,181	0,060
$R_9$	0,618	4,370	-17,954	11,251	0,215	0,032
$R_{10}$	0,680	3,796	-14,162	10,575	0,171	0,032

Cette table rapporte le rendement excédentaire moyen (en pourcentage), l'écart type ( $\sigma$ ), le minimum, le maximum, le premier ( $\rho_1$ ) et le deuxième ( $\rho_2$ ) coefficients d'autocorrélation des portefeuilles expliqués, séparés en fonction de leur capitalisation boursière. L'échantillon couvre la période du mois de janvier 2000 au mois de décembre 2016 et est formé de 806 titres inscrits à la Bourse de Toronto.

## Chapitre 3

# Le risque immobilier sur le marché boursier canadien

Dans la section 1.2, nous avons jeté les bases de notre modèle qui nous permettra d'évaluer l'effet de différents risques sur nos portefeuilles d'actifs canadiens, mais également qui nous permettra d'isoler l'effet du risque immobilier.

Afin de mesurer l'impact du marché immobilier, nous rajouterons un quatrième facteur de risque à notre modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel. À l'instar de Carmichael et Coën (1), nous utiliserons comme variable le rendement excédentaire des fiducies de placement immobilier canadiennes, aussi nommé *Real Estate Investment Trusts* (REITs), afin de capter ce risque.

L'équation 3.1 représente notre modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel auquel nous avons ajouté le facteur *REIT* comme mesure du risque immobilier au Canada. L'équation 3.1 constitue notre modèle final comprenant l'ensemble des facteurs de risque.

$$E_t[R_{i,t+1}] = \beta_{MKT,i}E(MKT_{t+1}) + \beta_{SMB,i}E(SMB_{t+1}) + \beta_{HML,i}E(HML_{t+1}) + \beta_{REIT,i}E(REIT_{t+1}) \quad (3.1)$$

Le modèle économétrique correspondant est :

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{MKT,i}MKT_t + \beta_{SMB,i}SMB_t + \beta_{HML,i}HML_t + \beta_{REIT,i}REIT_t + e_t \quad (3.2)$$

La variable  $\beta_{REIT,i}$  représente la quantité de risque systématique propre à l'immobilier dans le portefeuille  $i$ .

La section 3.1 traitera des particularités des REITs au Canada, de leur histoire et de leur fonctionnement. À la section 3.2, nous évaluerons deux variables instrumentales différentes

pour mesurer le rendement excédentaire des REITs canadiens de sorte à assurer la meilleure spécification du modèle.

### 3.1 Qu'est-ce qu'un REIT

Les Fiducies de placement immobilier, ou *Real Estate Investment Trusts* (REITs), sont des entreprises qui possèdent et gèrent des immeubles (4). Ces entreprises peuvent se spécialiser dans la gestion d'un type d'immeubles en particulier, comme les immeubles résidentiels, les centres commerciaux, les édifices à bureau, les résidences pour personnes âgées, les édifices à vocation industriels, les centres de données et les hôtels. De plus, elles peuvent également gérer un parc immobilier composé d'immeubles à différentes vocations. Les REITs peuvent être inscrits en bourse, notamment à la Bourse de Toronto, et génèrent des revenus provenant principalement de la location de leurs immeubles. Elles redistribuent leurs bénéfices sur une base régulière et leur but est d'offrir des distributions stables et durables. Il faut également mentionner que lorsqu'un investisseur détient des parts dans un REIT, il ne détient pas directement des parts dans les immeubles que le REIT possède.

Les REITs ont été inventé aux États-Unis en 1960 lors de la signature par le président Eisenhower du *Cigar Excise Tax Extension* afin de permettre aux investisseurs d'investir sur le marché immobilier sous une forme plus liquide et plus facilement diversifiable (17). Aux États-Unis en 2017, plus de 225 REITs étaient inscrits en bourse, cumulant une capitalisation boursière totale de plus de 1 trillions \$ USD (16). Au Canada, les REITs ont vu le jour vingt années plus tard lors du budget fédéral de 1980. À la fin de l'année 2016, 48 REITs étaient transigés à la Bourse de Toronto, pour une capitalisation boursière totale de près de 147 milliard \$ CAD. L'Annexe A fait le détail des différents REITs canadiens inscrits à la Bourse de Toronto. Parmi les REITs les plus importants au Canada, l'entreprise RioCan (REI.UN) est celle cumulant la capitalisation boursière la plus élevée et fait partie des REITs les plus anciens. En importance au Québec, l'entreprise Cominar (CUF.UN), particulièrement présente dans la région de Québec, est le REIT ayant la plus grande valeur de la province.

#### 3.1.1 Les avantages d'investir dans un REIT

Les REITs s'avèrent être un véhicule d'investissement intéressant car, en plus d'être un moyen plus liquide d'investir dans l'immobilier, ils comportent certains avantages par rapport aux sociétés par actions.

Un premier avantage se situe au niveau des bénéfices distribué en dividendes. Dans le cas d'une société par actions, cette dernière réinvestit généralement la quasi-totalité de ses bénéfices pour son développement à long terme, au lieu de les verser en dividendes à ses actionnaires. Dans le cas du REIT, seul une faible proportion des bénéfices est réinvestie dans l'entreprise afin de

faire l'entretien du parc immobilier ou faire l'acquisition de nouveaux immeubles. Les bénéfices sont alors redistribués en majeure partie (75 % à 90 %) aux détenteurs des parts.

Au plan fiscal, le REIT est également différent de la société par actions. En effet, en ce qui a trait à l'imposition des bénéfices, la société par actions est, dans un premier temps, imposée sur l'ensemble de ses bénéfices, puis l'investisseur est ensuite imposé à son tour sur les bénéfices qu'il a reçu de la société. Les bénéfices des sociétés par actions sont en quelques sortes doublement taxés. Dans le cas des bénéfices réalisés par les REITs, la proportion distribuée aux actionnaires n'est pas imposée, tandis que la part non-distribuée aux investisseurs l'est. Les bénéfices reçus par l'investisseur sont ensuite imposés au même titre que ceux de la société par actions. Somme toute, le taux d'impôt payé sur les bénéfices des REITs est moins élevé que sur celui sur les bénéfices des sociétés par actions.

### 3.2 Mesure du rendement des REITs

Afin d'intégrer les REITs à notre modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel comme variable permettant de capter l'effet du risque immobilier, il est essentiel de se pencher sur la meilleure spécification de cette variable. À cette fin, nous testerons deux variables différentes pour mesurer le rendement excédentaire des REITs canadiens.

Comme première approche, nous utilisons le rendement excédentaire du *S&P/TSX Capped REIT Index (SPRTRE)* comme variable mesurant le risque immobilier sur le marché boursier au Canada. Cet indice plafonné sectoriel de S&P/TSX est formé de 15 REITs transigés à la Bourse de Toronto qui sont listés au tableau 3.1 (18). De plus, il est construit de façon à ce que la pondération relative de chaque composante soit plafonnée à 25 %. Dans notre modèle, cette variable sera identifiée comme *SPRTRE*.

TABLE 3.1: Liste des titres composant le S&P/TSX Capped REIT Index

Composantes	Symbole
Allied Properties Real Estate Investment Trust	AP.UN
Artis Real Estate Investment Trust	AX.UN
Boardwalk Real Estate Investment Trust	BEI.UN
Canadian Apartment Properties Real Estate Investment Trust	CAR.UN
Canadian Real Estate Investment Trust	REF.UN
Cominar Real Estate Investment Trust	CUF.UN
Crombie Real Estate Investment Trust	CRR.UN
Dream Global Real Estate Investment Trust	DRG.UN
Dream Office Real Estate Investment Trust	D.UN
Granite Real Estate Investment Trust	GRT.UN
H&R Real Estate Investment Trust	HR.UN
Northview Apartment Real Estate Investment Trust	NVU.UN
Pure Industrial Real Estate Trust	AAR.UN
RioCan Real Estate Investment Trust	REI.UN
SmartCentres Real Estate Investment Trust	SRU.UN

La deuxième méthode utilisée pour s'assurer de la meilleure spécification du modèle est de construire un indice composite du rendement excédentaire des REITs canadiens à partir des 48 REITs transigés à la Bourse de Toronto en janvier 2017, listés à l'Annexe A. Cet indice est calculé de sorte que le rendement mensuel des REITs représente la moyenne du rendement de chaque composante pondérée par la capitalisation boursière ( $CB$ ), à laquelle nous soustrayons le rendement sans risque. Dans notre calcul, la capitalisation boursière est réévaluée à la fin du 2<sup>e</sup> trimestre de chaque année  $x$ , faisant en sorte qu'elle reste inchangée du mois de juillet de l'année  $x$ , jusqu'au mois de juin de l'année  $x + 1$ . Dans notre modèle, cette variable sera identifiée comme  $ICREIT$  et est définie comme suit :

$$ICREIT_t = \frac{\sum_q R_{q,t} CB_{q,t}}{\sum_q CB_{q,t}} - R_{f,t} \quad (3.3)$$

tel que  $t$  représente la période,  $q$  représente l'un des 48 REITs canadiens,  $CB$  représente la capitalisation boursière et  $R_f$  représente le rendement sans risque mesuré par le rendement mensuel moyen des Bons du trésor du Gouvernement du Canada à échéance de 91 jours.

Après avoir déterminé les deux variables permettant de capter le risque immobilier, il sera ensuite question d'évaluer notre modèle tel que spécifié à l'équation 3.4 et à l'équation 3.5 afin de déterminer laquelle de ces deux variables permet d'expliquer le mieux les rendements de nos portefeuilles d'actions canadiennes.

L'équation 3.4 est celle utilisant le *S&P/TSX Capped REIT Index* :

$$E_t[R_{i,t+1}] = \beta_{MKT,i}E(MKT_{t+1}) + \beta_{SMB,i}E(SMB_{t+1}) + \beta_{HML,i}E(HML_{t+1}) + \beta_{REIT,i}E(SPRTRE_{t+1}) \quad (3.4)$$

L'équation 3.5 est celle utilisant l'indice composite des 48 REITs canadiens :

$$E_t[R_{i,t+1}] = \beta_{MKT,i}E(MKT_{t+1}) + \beta_{SMB,i}E(SMB_{t+1}) + \beta_{HML,i}E(HML_{t+1}) + \beta_{REIT,i}E(ICREIT_{t+1}) \quad (3.5)$$

TABLE 3.2: Sommaire statistique des indices REIT

	Moyenne	$\sigma$	Min.	Max.	$\rho_1$	$\rho_2$
<i>SPRTRE</i>	0,262	3,940	-22,478	14,027	0,272	0,010
<i>ICREIT</i>	0,971	3,885	-21,413	13,134	0,259	0,013

Cette table rapporte le rendement excédentaire moyen (en pourcentage), l'écart type ( $\sigma$ ), le minimum, le maximum, le premier ( $\rho_1$ ) et le deuxième ( $\rho_2$ ) coefficients d'autocorrélation. L'échantillon couvre la période du mois de janvier 2000 au mois de décembre 2016. *SPRTRE* = S&P/TSX Capped REIT Index et *ICREIT* = Indice composite formé des 48 REITs inscrits à la Bourse de Toronto.

## Chapitre 4

# Le modèle de Ferson et son estimation par GMM

Dans les chapitres précédent, nous avons établi les bases de notre modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel. Dans ce chapitre, il sera question de la méthode utilisée pour estimer les différents paramètres. Notre analyse s'appuie sur la formulation empirique du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel proposée par Ferson (7). En pratique, nous suivrons intégralement les développements du modèle proposés par Carmichael et Coën (1) et Carmichael et Samson (2). Les restrictions mises en évidence dans ce chapitre permettent de faire la jonction entre les théories économiques et financières.

Carmichael et Coën (1) mettent de l'avant que la formulation de Ferson (7) implique que :

$$R_{i,t+1} = E_t(R_{i,t+1}) + \sum_j^J \beta_{j,i} f_{j,t+1} + v_{i,t+1} \quad (4.1)$$

Dans ce modèle,  $R_{i,t+1}$  est la somme de trois composantes soit :  $E_t(R_{i,t+1})$  qui est l'espérance à la période  $t$  du rendement du portefeuille  $i$  lors de la période  $t + 1$  ;  $\sum_j^J \beta_{j,i} f_{j,t+1}$  qui est la somme de la réalisation de  $J$  facteurs de risque  $f_{j,t+1}$ , multipliés par leur coefficient  $\beta_{j,i}$  et finalement  $v_{i,t+1}$ , qui est le risque idiosyncratique. L'espérance  $E_t(\cdot)$  est conditionnelle à l'information  $Z_t$  disponible à la période  $t$ . En posant l'hypothèse que le prix des actifs s'ajuste constamment afin d'éliminer l'opportunité d'arbitrage, il peut être démontré que le rendement du portefeuille  $i$ , comme à l'équation 1.3, est représenté par

$$E_t[R_{i,t+1}] = \sum_{j=1}^J \beta_{j,i} \lambda_{j,t} \quad (4.2)$$

tel que  $\lambda_{j,t}$  est le rendement du facteur de risque  $j$ .

L'équation 4.2 pose l'hypothèse que les coefficients  $\beta_{j,i}$  sont fixes pour tous les  $i$ , mais permet à  $\lambda_{j,t}$  de varier. Cette hypothèse est motivée par les travaux de Ferson et Harvey (8) qui ont observé que la variation dans le temps du rendement d'un portefeuille provenait principalement du mouvement prédictible de  $\lambda_{j,t}$ , alors que le rôle du  $\beta_{j,i}$  était très faible.

En supposant que  $\lambda_t$  est le vecteur ligne des rendements des facteurs de risque  $J$  et  $\beta$  est la matrice  $J \times N$  des coefficients  $\beta_{j,i}$ , tel que  $N$  est le nombre de portefeuille  $i$ , alors la forme matriciel de 4.2 est

$$E_t[R_{t+1}] = \lambda_t \beta \quad (4.3)$$

Afin de pouvoir évaluer l'ensemble des paramètres du modèle, il est utile de séparer les rendements des portefeuilles en deux groupes, de sorte que  $R_{t+1} = (R_{t+1}^I, R_{t+1}^{II})$ . Le vecteur  $R_{t+1}^I$  comprend un nombre de portefeuille égal au nombre de facteurs de risque  $J$ , alors que le vecteur  $R_{t+1}^{II}$  comprend  $N - J$  portefeuilles.

Dans notre cas précis avec quatre facteurs de risque et 10 portefeuilles expliqués, les rendements des portefeuilles  $R_2, R_4, R_6$  et  $R_8$  formeront le vecteur  $R_{t+1}^I$ , alors que le vecteur  $R_{t+1}^{II}$  sera formé par les rendements des portefeuilles  $R_1, R_3, R_5, R_7, R_9$  et  $R_{10}$ . De plus, la matrice  $\beta$  peut être divisée de façon semblable, c'est-à-dire  $\beta = (\beta_I, \beta_{II})$ , tel que  $\beta_I$  est de dimension  $J \times J$  et  $\beta_{II}$  est de dimension  $J \times (N - J)$ .

Nous pouvons donc réécrire l'équation 4.3 tel que

$$E_t[R_{t+1}^I] = \lambda_t \beta_I \quad (4.4)$$

et

$$E_t[R_{t+1}^{II}] = \lambda_t \beta_{II} \quad (4.5)$$

Les  $J$  portefeuilles dans  $R_{t+1}^I$  formeront le groupe de référence alors que les  $N - J$  portefeuilles du groupe  $R_{t+1}^{II}$  formeront le groupe test. En isolant  $\lambda_t$  dans 4.4 et en le remplaçant dans 4.5, nous obtenons l'équation centrale du modèle de Ferson décrite à l'équation 4.6.

$$E_t[R_{II}] = \beta_{II} \beta_I^{-1} E_t[R_I] \quad (4.6)$$

Avec  $N$  rendements de portefeuilles dépendant de  $J$  primes de risque, les  $J$  rendements de portefeuilles du groupe de référence permettront d'évaluer les  $N - J$  rendements de portefeuilles du groupe test. En utilisant la restriction établie à l'équation 4.6, il sera possible d'identifier si l'immobilier représente un facteur de risque prise en compte par le marché boursier canadien.

Il est maintenant essentiel de déterminer comment  $R_{t+1}^I$  est formé. Nous devons également estimer la réalisation des  $J$  facteurs de risque  $f_{j,t+1}$ . Pour y arriver, nous supposons que l'espérance conditionnelle du rendement des portefeuilles du groupe de référence est linéaire avec les informations  $Z_t$ .

$$E_t(R_{t+1}^I) = Z_t \varphi_I \quad (4.7)$$

tel que  $\varphi_I$  est la matrice  $L \times J$  des coefficients de la régression et  $L$  est le nombre de variables instrumentales contenues dans l'information disponible. Lors de l'estimation de notre modèle, nous utiliserons comme variables instrumentales les rendements des portefeuilles du groupe de référence retardés d'une période (c'est-à-dire  $Z_t = R_t^I$ ).

Afin d'estimer les  $J$  facteurs de réalisation du risque, nous supposerons qu'ils représentent le résidu de la régression linéaire suivant

$$F_{t+1} = F_t \phi + f_{t+1} \quad (4.8)$$

tel que  $\phi_I$  est la matrice  $L \times J$  des coefficients de la régression et  $F_{t+1}$  est le vecteur des rendements des  $J$  facteurs de risque. De façon similaire à l'estimation de  $E_t(R_{t+1}^I)$ , les variables instrumentales utilisées sont les rendements des facteurs de risque retardés d'une période (c'est-à-dire  $F_t$ ). Cette méthode permet d'obtenir des résultats plus robustes.

En remplaçant l'équation 4.8 et 4.7 dans l'équation 4.1 pour le groupe de référence, nous obtenons

$$R_{t+1}^I = R_t^I \varphi_I + (F_{t+1} + F_t, \phi) \beta_I + v_{t+1}^I \quad (4.9)$$

En utilisant la même logique, mais en utilisant la restriction de l'équation 4.6 pour le groupe de portefeuille test, nous obtenons

$$R_{t+1}^{II} = R_t^I \varphi_I \beta_I^{-1} \beta_{II} + (F_{t+1} + F_t \phi) \beta_{II} + v_{t+1}^{II} \quad (4.10)$$

Finalement, nous estimerons le système d'équation 4.11 de façon simultanée grâce à la méthode des moments généralisés (GMM). Il est utile d'effectuer l'estimation du modèle de façon simultanée afin de tirer au maximum profit du fait que les paramètres  $\phi$  et  $\beta_I$  se retrouvent dans plusieurs équations.

$$\begin{aligned} F_{t+1} &= Z_t \phi + f_{t+1} \\ R_{t+1}^I &= R_t^I \varphi_I + (F_{t+1} + F_t \phi) \beta_I + v_{t+1}^I \\ R_{t+1}^{II} &= R_t^I \varphi_I \beta_I^{-1} \beta_{II} + (F_{t+1} + F_t \phi) \beta_{II} + v_{t+1}^{II} \end{aligned} \quad (4.11)$$

## Chapitre 5

# Analyse des résultats

### 5.1 Spécification du modèle et résumé des données

Notre étude couvre la période de janvier 2000 à décembre 2016, soit 204 mois. L'ensemble des données ont été extraites de la plateforme *Bloomberg*. Les portefeuilles expliqués  $R_i$ , tels que définis à la section 2.4, ainsi que les facteurs de risque *SMB* et *HML*, tels que définis à la section 2.3, ont été construits à partir des rendements de 806 actions inscrites à la Bourse de Toronto en date de janvier 2017. Le facteur de risque immobilier *REIT* sera défini soit par *SPRTRE*, qui est le *S&P/TSX Capped REIT Index* formé à partir de 15 REITs canadiens, ou par *ICREIT*, un indice composite formé à partir de l'ensemble des REITs inscrits à la Bourse de Toronto qui sont listés à l'annexe A. L'étude de la variable à utiliser pour définir le risque immobilier sera faite à la section 5.2.

### 5.2 Spécification de l'indice REIT

Au chapitre 3, nous avons présenté deux méthodes afin de mesurer le risque immobilier sur le marché boursier canadien. La première était d'utiliser le rendement excédentaire du *S&P/TSX Capped REIT Index*, noté *SPRTRE* dans notre modèle. Cet indice est composé des 15 principaux REITs canadiens. Notre deuxième méthode consiste à construire notre propre indice composite avec l'ensemble des REITs inscrits à la Bourse de Toronto qui sont listés à l'annexe A. Nous utiliserons ensuite le rendement excédentaire de cette indice noté *ICREIT* comme mesure du risque immobilier sur le marché boursier canadien.

Afin de déterminer quelle mesure du risque immobilier nous conserverons dans notre modèle, nous analyserons en premier lieu lequel des deux indices nous procure les  $\beta$  les plus significatifs lors de la régression par GMM de la formulation de Ferson du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel à quatre facteurs.

En deuxième lieu, nous analyserons les  $\alpha$  des deux spécifications pour l'ensemble de nos por-

tefeuilles, c'est-à-dire les résidus des régressions, afin de voir dans quel cas les  $\alpha$  sont le moins significatifs. L'intuition derrière cette analyse est que lorsque le niveau de significativité des résidus  $\alpha$  diminue, c'est que les différents facteurs de risque expliquent mieux la réalité. Dans notre cas, nous conserverons les facteurs de risque *MKT*, *SMB* et *HML* constants, mais nous changerons l'indice utilisé pour mesurer le risque immobilier. Les variations de significativité des  $\alpha$  entre les deux spécifications seront alors expliquées par la modification de l'indice *REIT*.

### 5.2.1 Analyse des $\beta$ des différentes spécifications du risque immobilier

Afin de déterminer quelle spécification de notre modèle est la meilleure, nous analyserons les  $\beta$  du facteur de risque dont nous changeons la spécification, mais également l'impact du changement de spécification sur les  $\beta$  des autres facteurs de risques également. Les  $\beta$  des différents facteurs de risque et leur statistique T (t-stat) du test de Student sont décrits dans le tableau 5.1 pour la spécification utilisant l'indice *SPRTRE* et dans le tableau 5.2 pour la spécification utilisant l'indice *ICREIT*.

L'analyse de la différence de significativité entre les  $\beta$  de *SPRTRE* et de *ICREIT* révèle ce qui suit. Parmi les  $\beta$  du facteur *SPRTRE*, les t-stat nous montrent que le  $\beta$  de trois portefeuilles n'est pas significatif à un seuil de 5 %, soit celui de  $R_2$ ,  $R_4$  et  $R_5$ . En comparaison, parmi les  $\beta$  du facteur *ICREIT*, seulement un  $\beta$ , celui du portefeuille  $R_1$ , n'est pas significatif à un seuil de 5 %. Selon cette première approche, le risque immobilier serait donc mieux spécifié dans notre modèle avec *ICREIT* qu'avec *SPRTRE*.

Cette observation est aussi vraie lorsque l'on regarde la moyenne des t-stat des  $\beta$  pour les facteurs *SPRTRE* et *ICREIT*. En effet, alors que la moyenne des t-stat des  $\beta$  pour le facteur *SPRTRE* est de 2,6032, elle est de 2,9078 pour le facteur *ICREIT*, donc plus significative.

Lorsqu'on analyse la significativité des  $\beta$  des facteurs *MKT*, *SMB* et *HML*, pour les deux spécifications, seulement les 2 mêmes  $\beta$  n'étaient pas significatifs, soit le  $\beta$  de *SMB* pour le portefeuille  $R_9$  et le  $\beta$  de *HML* pour le portefeuille  $R_{10}$ . Toutefois, en moyenne, les t-stat de *MKT* et de *HML* sont plus élevés dans la spécification avec *ICREIT* et le t-stat moyen de *SMB* est plus élevé dans la spécification avec *SPRTRE*.

Selon l'approche par l'analyse des  $\beta$ , nous devrions choisir la spécification de notre modèle utilisant le facteur *ICREIT* puisque les  $\beta$  des facteurs *MKT*, *HML* et *ICREIT* sont plus significatifs en moyenne que dans la spécification utilisant *SPRTRE*. De plus, davantage de  $\beta$  du facteur de risque immobilier sont significatifs lorsque nous utilisons la spécification avec *ICREIT*.

TABLE 5.1: Résultats de la régression du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel avec *SPRTRE* comme mesure du risque immobilier

	<i>MKT</i>		<i>SMB</i>		<i>HML</i>		<i>SPRTRE</i>	
	$\beta$	t-stat	$\beta$	t-stat	$\beta$	t-stat	$\beta$	t-stat
$R_1$	0,6911	8,8899	0,7765	24,7457	0,2431	6,1080	0,1911	2,9869
$R_2$	0,5156	5,5115	0,3685	10,3962	0,0811	2,9299	0,0622	1,1691*
$R_3$	0,6685	9,0249	0,2887	10,0284	0,1107	4,5732	0,1330	2,9625
$R_4$	0,7610	11,1584	0,2150	9,6328	0,1007	4,0959	0,0745	1,5096*
$R_5$	0,7551	11,1052	0,2088	9,3066	0,0858	3,3185	0,0498	0,9512*
$R_6$	0,6535	10,2499	0,1900	8,3093	0,1005	4,7140	0,1139	2,9294
$R_7$	0,7778	11,9974	0,1423	7,0383	0,1047	4,6564	0,1656	3,8007
$R_8$	0,7067	11,1596	0,0895	5,2976	0,0709	3,7581	0,1320	3,3842
$R_9$	0,7826	14,6478	0,0195	1,1959*	0,0379	2,3796	0,1127	3,4153
$R_{10}$	0,7504	12,8173	-0,0460	3,9838	-0,0022	0,1631*	0,1059	2,9231
Moyenne	0,7062	10,6562	0,2253	8,9935	0,0933	3,6697	0,1141	2,6032

\*Non-significatif à un seuil de 5 %

TABLE 5.2: Résultats de la régression du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel avec *ICREIT* comme mesure du risque immobilier

	<i>MKT</i>		<i>SMB</i>		<i>HML</i>		<i>ICREIT</i>	
	$\beta$	t-stat	$\beta$	t-stat	$\beta$	t-stat	$\beta$	t-stat
$R_1$	0,7893	10,5137	0,7560	23,9367	0,2234	5,6271	0,1123	1,6247*
$R_2$	0,6362	6,5425	0,3570	10,3443	0,1276	4,1835	0,1286	2,4075
$R_3$	0,8334	10,3797	0,2555	8,7635	0,1188	4,2852	0,1475	3,2052
$R_4$	0,8267	11,9465	0,2207	11,4018	0,1595	5,9463	0,1473	2,6395
$R_5$	0,8397	13,0674	0,1979	8,6057	0,1234	5,1091	0,1154	2,3766
$R_6$	0,7429	11,4226	0,1684	6,8095	0,0990	4,6660	0,1257	3,2659
$R_7$	0,9022	13,8657	0,1139	6,6497	0,1013	4,9906	0,1517	3,3700
$R_8$	0,8100	12,0322	0,0770	4,6842	0,0807	3,8551	0,1465	3,3408
$R_9$	0,8047	14,7925	0,0074	0,4435*	0,0265	1,6709	0,1188	3,5467
$R_{10}$	0,7879	14,6403	-0,0448	3,7851	-0,0017	0,1274*	0,1172	3,3006
Moyenne	0,7973	11,9203	0,2109	8,5424	0,1059	4,0461	0,1311	2,9078

\*Non-significatif à un seuil de 5 %

## 5.2.2 Analyse des $\alpha$ des différentes spécifications du risque immobilier

Pour déterminer quelle spécification de notre modèle évalue le mieux le risque immobilier, il est aussi pratique d'analyser les  $\alpha$  de nos régressions. Puisque les  $\alpha$  sont mesurés par la moyenne des résidus de nos régressions, lorsqu'ils sont moins significatifs, cela indique que nos facteurs de risque inclus au modèle évaluent mieux les rendements de nos portefeuilles. Nous choisirons donc la spécification avec les  $\alpha$  les moins significatifs.

Afin d'évaluer la significativité des  $\alpha$  estimés de nos différentes spécifications, nous avons utilisé le test de Gibbons, Ross et Shanken (10). Le tableau 5.3 regroupe les  $\alpha$  estimés ainsi

que leur t-stat selon le test de Gibbons, Ross et Shanken, pour l'ensemble des portefeuilles et les différentes spécifications de notre modèle.

TABLE 5.3: Les  $\alpha$  et t-stat des différentes spécifications du risque immobilier dans notre modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel

	<i>SPRTRE</i>		<i>ICREIT</i>	
	$\alpha$	t-stat	$\alpha$	t-stat
$R_1$	0,0052	0,0477*	-0,0998	0,9562*
$R_2$	-0,3637	1,5152*	-0,3678	1,6505
$R_3$	-0,2018	0,9340*	-0,0407	0,2285*
$R_4$	-0,1607	0,8530*	-0,0048	0,0300*
$R_5$	-0,1734	1,0547*	-0,2677	1,5772*
$R_6$	-0,3873	2,4818	-0,3069	2,3511
$R_7$	-0,1983	1,3279*	0,1392	0,9360*
$R_8$	-0,2736	2,0472	-0,0347	0,2940*
$R_9$	-0,1371	1,2080*	-0,1434	1,2750*
$R_{10}$	0,0057	0,0853*	0,0065	0,0766*
Moyenne	-0,1885	1,1555*	-0,112	0,9375*

\*Non-significatif à un seuil de 5 %

Dans le cas des deux spécifications, 8 portefeuilles sur 10 ont un  $\alpha$  n'étant pas significatif. Toutefois, 6 portefeuilles sur 10 ont un  $\alpha$  moins significatif dans la spécification avec *ICREIT* que celle avec *SPRTRE*. En effet, alors que la moyenne du t-stat des  $\alpha$  du modèle utilisant *SPRTRE* est de 1,1555, elle est plutôt de 0,9375 lorsque nous utilisons *ICREIT*. Puisque les  $\alpha$  sont moins significatifs dans la spécification avec *ICREIT* que celle avec *SPRTRE*, nous pouvons donc en conclure que le risque immobilier est donc mieux mesuré avec *ICREIT*.

En prenant en compte l'analyse effectuée sur les  $\beta$  et les  $\alpha$  de nos deux spécifications, les deux approches nous indiquent que notre modèle d'évaluation d'actif financier est mieux spécifié lorsque l'indice *ICREIT* est celui utilisé pour représenter le facteur de risque du marché immobilier au Canada.

### 5.3 Analyse des résultats et constats

Maintenant que nous avons la spécification finale de notre modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel à quatre facteurs, nous pouvons enfin analyser les résultats de nos régressions obtenus grâce à la formulation de Ferson afin de déterminer si le risque immobilier a un effet sur les rendements boursier canadiens.

Il sera d'abord question d'analyser les coefficient  $\beta$  de notre modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel à quatre facteurs afin d'identifier si le risque immobilier est récompensé sur le marché boursiers canadien, mais également de mesurer la taille de cet effet.

Dans un deuxième temps, nous comparerons les différences de prédiction entre le modèle de

Fama-French à trois facteurs et notre modèle à quatre facteurs qui prend en compte le risque immobilier.

Finalement, nous analyserons les coefficients  $\alpha$ , c'est-à-dire les résidus des régressions, du modèle de Fama-French à trois facteurs et ceux de notre modèle à quatre facteurs pour l'ensemble de nos portefeuilles afin d'identifier dans quel cas les  $\alpha$  sont les moins significatifs.

### 5.3.1 Analyse sur les $\beta$ du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel à quatre facteurs

Une première façon de déterminer si le risque immobilier est récompensé par le marché boursier canadien est de voir si les  $\beta$  du facteur de risque immobilier sont significatifs. De plus, ces coefficients nous indiquent dans quelle mesure ce risque est récompensé par le marché. Le tableau 5.4 détaille les résultats de la régression par GMM de la formulation de Ferson du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel à quatre facteurs. Soulignons qu'il s'agit des mêmes résultats qu'au tableau 5.2, notre spécification finale.

TABLE 5.4: Résultats de la régression du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel à quatre facteurs

	<i>MKT</i>		<i>SMB</i>		<i>HML</i>		<i>REIT</i>	
	$\beta$	t-stat	$\beta$	t-stat	$\beta$	t-stat	$\beta$	t-stat
$R_1$	0,7893	10,5137	0,7560	23,9367	0,2234	5,6271	0,1123	1,6247*
$R_2$	0,6362	6,5425	0,3570	10,3443	0,1276	4,1835	0,1286	2,4075
$R_3$	0,8334	10,3797	0,2555	8,7635	0,1188	4,2852	0,1475	3,2052
$R_4$	0,8267	11,9465	0,2207	11,4018	0,1595	5,9463	0,1473	2,6395
$R_5$	0,8397	13,0674	0,1979	8,6057	0,1234	5,1091	0,1154	2,3766
$R_6$	0,7429	11,4226	0,1684	6,8095	0,0990	4,6660	0,1257	3,2659
$R_7$	0,9022	13,8657	0,1139	6,6497	0,1013	4,9906	0,1517	3,3700
$R_8$	0,8100	12,0322	0,0770	4,6842	0,0807	3,8551	0,1465	3,3408
$R_9$	0,8047	14,7925	0,0074	0,4435*	0,0265	1,6709	0,1188	3,5467
$R_{10}$	0,7879	14,6403	-0,0448	3,7851	-0,0017	0,1274*	0,1172	3,3006
Moyenne	0,7973	11,9203	0,2109	8,5424	0,1059	4,0461	0,1311	2,9078

\*Non-significatif à un seuil de 5 %

Les résultats nous indiquent que parmi les  $\beta$  du facteur *REIT*, 9 sur 10 sont significatifs à un seuil de 5 %. Seul le  $\beta$  du facteur *REIT* pour le portefeuille  $R_1$  n'est pas significatif. De plus, le t-stat moyen de ces  $\beta$  est également significatif à un seuil de 0,5 %. Les  $\beta$  du facteur *REIT* étant généralement significatif, **nous pouvons dire que l'immobilier est un facteur de risque qui affecte bel et bien le rendement des actifs financiers canadiens.**

Nous pouvons également conclure que **le risque immobilier est en relation directe avec le rendement excédentaire de nos portefeuilles**, c'est-à-dire que lorsque le rendement des REITs canadiens augmente, le rendement excédentaire de nos portefeuilles augmente également. **Toutes choses étant égales par ailleurs, lorsque le facteur REIT augmente**

**de 1 %, le rendement excédentaire de nos portefeuilles augmente de 0,1311 % en moyenne.**

De plus, il ne semble pas y avoir de relation entre le risque immobilier et la CB des entreprises. En effet, lorsque l'on analyse les  $\beta$  de *REIT* pour nos différents portefeuilles  $R_i$  classés en ordre de CB, tel que  $R_{10}$  regroupe les compagnies avec les plus grandes CB et  $R_1$  celles avec les plus petites, les  $\beta$  ne semblent pas augmenter ou diminuer lorsque la CB augmente. Nous aurions pu être tenté de croire à tort qu'une entreprise avec une grande CB serait plus affectée par le risque immobilier puisqu'elle est plus susceptible qu'une petite entreprise de posséder une proportion importante d'actifs immobiliers. **Cet effet, s'il existe, a probablement été pris en compte par le facteur *SMB*.**

### 5.3.2 Comparaison des prédictions du modèle de Fama-French à trois facteurs et du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel à quatre facteurs

Notre seconde approche utilisée pour déterminer si le risque immobilier a un effet sur le marché boursier canadien est de comparer les prédictions du modèle d'évaluation d'actifs à quatre facteurs avec celles du modèle de Fama-French à trois facteurs. Si le risque immobilier a bel et bien un effet sur le marché boursier canadien, les prédictions du modèle à quatre facteurs devraient être meilleures que celles du modèle à trois facteurs.

Le modèle de Fama-French a été estimé de la même façon que le modèle à quatre facteurs, c'est-à-dire en évaluant par GMM la formulation de Ferson. Dans le cas du modèle de Fama-French, nous avons utilisé seulement 3 portefeuilles ( $R_3, R_5$  et  $R_7$ ) pour former le groupe de référence  $R^I$ , au lieu de 4 portefeuilles comme dans notre modèle qui prend en compte le risque immobilier, puisque nous avons seulement trois facteurs de risque à évaluer. Les résultats de la régression par GMM de la formulation de Ferson du modèle de Fama-French à trois facteurs se trouvent à l'Annexe B.

Pour comparer les prédictions des deux modèles, nous mettrons en relation les rendements excédentaires moyens de nos 10 portefeuilles expliqués avec les prédictions du modèle à trois facteurs et celle du modèle à quatre facteurs. Les prédictions des modèles consistent à la sommation des  $\beta$  multipliée par la moyenne de leur facteur de risque, tel que défini à l'équation 5.1.

$$\hat{R}_i = \sum_j^J \beta_{j,i} \bar{\lambda}_j \quad (5.1)$$

tel que  $\hat{R}_i$  est la prédiction par le modèle du rendement excédentaire moyen du portefeuille  $i$ ,  $J$  est le nombre de facteurs de risque et  $\bar{\lambda}_j$  est la moyenne du facteur de risque  $j$ .

Sur le même principe qu'aux graphiques 1.5 et 1.4, nous retrouvons au graphique 5.1 la relation entre le rendement excédentaire moyen prédit et le rendement excédentaire moyen de nos portefeuilles expliqués. Les losanges représentent les résultats de notre modèle à quatre facteurs, alors que les ronds sont les résultats du modèle à trois facteurs. La ligne pointillée à 45° représente le cas hypothétique où les prédictions sont égales aux rendements excédentaires moyens. Plus les points de nos différents modèles se rapprochent horizontalement de la ligne pointillée, mieux ceux-ci expliquent la réalité. Les données détaillées du graphique 5.1 sont présentées à l'Annexe C.

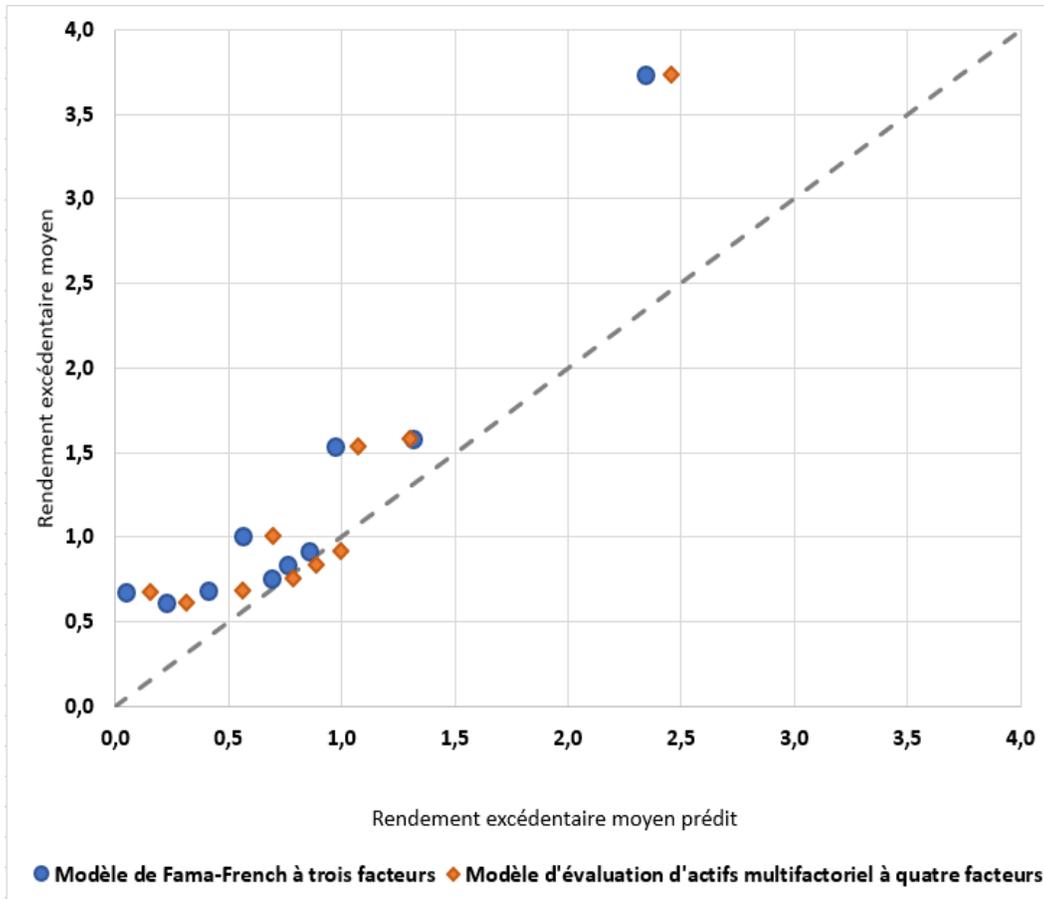


FIGURE 5.1 – Rendements excédentaires moyens de nos portefeuilles expliqués par rapport aux rendements excédentaires moyens prédits du modèle de Fama-French à trois facteurs et du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel à quatre facteurs

Le modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel à quatre facteurs est parvenu à mieux prédire le rendement excédentaire moyen que le modèle de Fama-French à trois facteurs pour 8 portefeuilles sur 10. En effet, seulement les rendements excédentaires moyens des portefeuilles  $R_2$  et  $R_4$  ont été mieux prédits avec le modèle à trois facteurs. Comme indiqué au tableau 5.5, les prédictions du modèle à quatre facteurs ont un écart moyen de 28 % avec les rendements

excédentaires moyens réels, alors que cet écart est plutôt de 36 % dans le cas du modèle à trois facteurs. **Nous pouvons donc conclure que l'immobilier est un facteur de risque pris en compte par le marché boursier canadien et que son inclusion à notre modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel permet de mieux évaluer les rendements de nos portefeuilles.**

TABLE 5.5: Valeur absolue de l'écart en pourcentage entre le rendement excédentaire moyen prédit et le rendement excédentaire moyen

	Modèle à trois facteurs	Modèle à quatre facteurs
$R_1$	37 %	34 %
$R_2$	17 %	18 %
$R_3$	37 %	30 %
$R_4$	7 %	9 %
$R_5$	10 %	6 %
$R_6$	9 %	4 %
$R_7$	44 %	31 %
$R_8$	41 %	19 %
$R_9$	64 %	49 %
$R_{10}$	93 %	77 %
Moyenne	36 %	28 %

### 5.3.3 Analyse des $\alpha$ du modèle de Fama-French à trois facteurs et du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel à quatre facteurs

Une dernière approche utilisée pour déterminer si le risque immobilier a un effet sur les rendements boursiers au Canada est de comparer les  $\alpha$  de nos régressions pour le modèle de Fama-French à trois facteurs et ceux du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel à quatre facteurs. Puisque les  $\alpha_i$  estimés sont les moyennes des résidus de chacune des régressions, cela équivaut à conclure que moins ils sont significatifs, plus les facteurs de risque inclus dans le modèle expliquent les rendements de nos portefeuilles. Si le modèle à quatre facteurs possède des  $\alpha$  moins significatifs que celui à trois facteurs, c'est que ce dernier explique mieux la réalité, donc que le risque immobilier explique une partie des rendements de nos portefeuilles. Le tableau 5.6 présente les  $\alpha$  des différents modèles ainsi que les t-stat obtenus grâce au test de Gibbons, Ross et Shanken.

TABLE 5.6: Les  $\alpha$  et t-stat du modèle de Fama-French à trois facteurs et du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriels à quatre facteurs

	Modèle à 3 facteurs		Modèle à 4 facteurs	
	$\alpha$	t-stat	$\alpha$	t-stat
$R_1$	0,3386	3,0220	-0,0998	0,9562*
$R_2$	0,3520	1,5886*	-0,3678	1,6505
$R_3$	0,2964	1,4526*	-0,0407	0,2285*
$R_4$	-0,0321	0,1796*	-0,0048	0,0300*
$R_5$	-0,2527	1,3321*	-0,2677	1,5772*
$R_6$	-0,1784	1,0649*	-0,3069	2,3511
$R_7$	0,1296	0,6789*	0,1392	0,9360*
$R_8$	0,0740	0,471*	-0,0347	0,2940*
$R_9$	0,0073	0,0657*	-0,1434	1,2750*
$R_{10}$	0,2586	2,9046	0,0065	0,0766*
Moyenne	0,0993	1,2760*	-0,1120	0,9375*

\*Non-significatif à un seuil de 5 %

Dans le cas des deux modèles, le  $\alpha$  de 8 portefeuilles sur 10 ne sont pas significatifs. Toutefois, le niveau de significativité de 5 des  $\alpha$  sur 10 a diminué dans notre modèle à quatre facteurs. En effet, alors que le t-stat moyen des  $\alpha$  du modèle à trois facteurs était de 1,276, il était plutôt de 0,9375 dans notre modèle prenant en compte le risque immobilier. **Cette baisse de significativité des  $\alpha$  dans le modèle à quatre facteurs vient appuyer une fois de plus l'hypothèse que l'immobilier est un facteur de risque qui explique une partie des rendements de nos portefeuilles, donc que le risque immobilier a un effet sur le marché boursier canadien.**

# Conclusion

Ce mémoire analyse le rôle de l'immobilier en tant que facteur de risque potentiel qui détermine le rendement des actifs financiers au Canada. Pour répondre à notre question de recherche, nous avons d'abord calculé les facteurs *MKT*, *SMB* et *HML* de Fama-French pour le marché canadien grâce 806 actions inscrites à la Bourse de Toronto. Nous avons également construit 10 portefeuilles séparés selon leur capitalisation boursière et calculé leur rendement excédentaire.

Nous avons ensuite déterminé deux façons différentes de mesurer le risque immobilier grâce aux REITs. La première méthode était d'utiliser le rendement excédentaire du *S&P/TSX Capped REIT Index*, formé de 15 REITs inscrits à la Bourse de Toronto et noté *SPRTRE*. La deuxième méthode était de construire notre propre indice composite, noté *ICREIT*, à partir de l'ensemble des REITs inscrits à la Bourse de Toronto. Après analyse des coefficients  $\alpha$  et  $\beta$  des deux différentes spécifications du modèle, il s'est avéré que la meilleure mesure du risque immobilier était obtenue grâce à *ICREIT*.

Pour déterminer le rôle de l'immobilier en tant que facteur de risque potentiel qui détermine le rendement des actifs financiers au Canada, nous avons utilisé trois approches. La première consistait à faire l'analyse des coefficients  $\beta$  du risque immobilier obtenus lors de la régression par GMM de la formulation de Ferson du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel à quatre facteurs. Dans un premier temps, nous avons constaté que le  $\beta$  du facteur *REIT* de 9 portefeuilles expliqués sur 10 étaient significatifs à un seuil de 5 %. De plus, nous avons également pu conclure que le facteur de risque immobilier était en relation direct avec le rendement excédentaire de nos portefeuilles expliqués, c'est-à-dire que lorsque le rendement des REITs canadiens augmente, le rendement excédentaire de nos portefeuilles augmente également. Finalement, l'analyse des  $\beta$  du facteur de risque immobilier nous indique que, toutes choses étant égales par ailleurs, lorsque le facteur *REIT* augmente de 1 %, le rendement excédentaire de nos portefeuilles augmente de 0,1311 % en moyenne.

La deuxième approche consistait à comparer le rendement excédentaire moyen de nos portefeuilles expliqués avec le rendement excédentaire moyen prédit par le modèle de Fama-French à trois facteurs et notre modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel à quatre facteurs. Afin de déterminer si le risque immobilier a un effet sur le marché boursier canadien, les prédictions du modèle à quatre facteurs doivent être meilleures que celle du modèle de Fama-French. Après

analyse, nous avons pu déterminer que les prédictions de notre modèle prenant en compte le risque immobilier avaient été plus précises pour 8 portefeuilles expliqués sur 10. En effet, alors qu'il existait un écart moyen de 36 % entre le rendement excédentaire moyen du portefeuille expliqué et le rendement excédentaire moyen prédit par le modèle de Fama-French, cet écart n'était que de 28 % dans le cas du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel à quatre facteurs.

La dernière méthode utilisée pour déterminer si le risque immobilier a un effet sur les rendements boursiers au Canada était de faire l'analyse sur les coefficients  $\alpha$  du modèle de Fama-French et du modèle à quatre facteurs. Puisque le  $\alpha_i$  représente le résidu moyen de la régression du rendement excédentaire  $i$ , moins il est significatif, plus les facteurs de risque inclus dans le modèle expliquent les rendements de nos portefeuilles. Puisque les deux modèles comprennent les mêmes facteurs de risque, à l'exception de l'ajout d'un facteur propre au risque immobilier, si les  $\alpha$  deviennent moins significatifs dans le modèle à quatre facteurs, c'est que l'immobilier est un facteur de risque qui détermine le rendement des actifs financiers canadiens. Dans le cas des deux modèles, les  $\alpha$  n'étaient pas significatifs pour 8 portefeuilles expliqués sur 10. Toutefois, lorsqu'on regarde la moyenne des t-stat obtenus grâce au test de Gibbons, Ross et Shanken, celle du modèle à quatre facteurs était moins significative que celle du modèle de Fama-French.

Que ce soit grâce à l'analyse des coefficients  $\beta$  du facteur *REIT*, la comparaison entre les prédictions du modèle de Fama-French et du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel à quatre facteurs ou l'analyse des coefficients  $\alpha$  des deux modèles, **nous arrivons à la conclusion que l'immobilier est bel et bien un facteur de risque qui détermine le rendement des actifs financiers au Canada.**

Dans une future étude, il pourrait être intéressant de comparer l'effet sur le rendement des actifs financiers canadiens des différentes catégories de REITs. En effet, certains REITs peuvent être concentrés dans le secteur résidentiel, commercial, industriel ou plusieurs autres. Il serait pertinent de comparer lequel parmi ces secteurs a le plus d'impact sur le marché boursier canadien. Un autre projet d'étude futur serait de comparer si l'effet du risque immobilier a été modifié suite à la crise de 2007-2009. Il serait intéressant de comparer les coefficients  $\beta$  de notre facteur *REIT* avant et après cette période.

## Annexe A

# Liste des REITs inscrits à la Bourse de Toronto

TABLE A.1 – Liste des REITs inscrits à la Bourse de Toronto  
en janvier 2017

<b>Compagnie</b>	<b>Symbole</b>	<b>Industrie</b>
Pure Industrial REIT	AAR.UN	Industriel
Agellan Commercial REIT	ACR.UN	Diversifié
Allied Properties REIT	AP.UN	Bureaux
Automotive Properties REIT	APR.UN	Diversifié
Artis REIT	AX.UN	Diversifié
Boardwalk REIT	BEI.UN	Residentiel
Brookfield Office Properties Canada	BOX.UN	Bureaux
BTB REIT	BTB.UN	Diversifié
Canadian Apartment Properties REIT	CAR.UN	Residentiel
Choice Properties REIT	CHP.UN	Centres commerciaux
Crombie REIT	CRR.UN	Diversifié
CT REIT	CRT.UN	Centres commerciaux
Chartwell Retirement Residences	CSH.UN	Centres de soins de santé
Cominar REIT	CUF.UN	Diversifié
Dream Office REIT	D.UN	Bureaux
Dream Industrial	DIR.UN	Industriel
Dream Hard Asset Alternatives Trust REIT	DRA.UN	Diversifié
Dream Global REIT	DRG.UN	Bureaux
Edgefront REIT	ED.UN	Industriel
Fronsac REIT	GAZ.UN	Diversifié
Granite REIT	GRT.UN	Industriel
American Hotel Income Properties REIT	HOT.UN	Hôtels & Hôtels

H&R REIT	HR.UN	Diversifié
InterRent REIT	IIP.UN	Residentiel
Inovalis REIT	INO.UN	Bureaux
Killam Apartment	KMP.UN	Residentiel
Lanesborough REIT	LRT.UN	Diversifié
Melcor REIT	MR.UN	Diversifié
Morguard North American Residential REIT	MRG.UN	Residentiel
Morguard REIT	MRT.UN	Diversifié
Milestone Apartments REIT	MST.UN	Residentiel
Maplewood International REIT	MWI.UN	Diversifié
Nobel REIT	NEL.UN	Diversifié
Northview Apartment REIT	NVU.UN	Residentiel
Northwest Healthcare Properties REIT	NWH.UN	Centres de soins de santé
OneREIT	ONR.UN	Centres commerciaux
Partners Real Estate Investment Trust	PAR.UN	Centres commerciaux
Plaza Retail REIT	PLZ.UN	Centres commerciaux
Pro REIT	PRV.UN	Diversifié
Canadian REIT	REF.UN	Diversifié
RioCan	REI.UN	Centres commerciaux
Pure Multi-Family REIT	RUF.UN	Residentiel
Summit Industrial Income REIT	SMU.UN	Industriel
Slate Office REIT	SOT.UN	Diversifié
Slate Retail REIT	SRT.UN	Centres commerciaux
Smart REIT	SRU.UN	Centres commerciaux
True North Commercial REIT	TNT.UN	Diversifié
WPT Industrial REIT	WIR.U	Industriel

---

## Annexe B

# Résultats de la régression du modèle de Fama-French à trois facteurs

TABLE B.1: Résultats de la régression par GMM de la formulation de Ferson du modèle de Fama-French à trois facteurs

	<i>MKT</i>		<i>SMB</i>		<i>HML</i>	
	$\beta$	t-stat	$\beta$	t-stat	$\beta$	t-stat
$R_1$	0,8779	14,3219	0,7481	25,1193	0,2365	5,9573
$R_2$	0,9406	9,8093	0,3878	11,2595	0,1324	3,8726
$R_3$	1,0832	13,7564	0,2582	9,7599	0,097	4,7093
$R_4$	1,0037	14,8382	0,2233	9,6817	0,0853	3,9285
$R_5$	1,0013	15,4534	0,1902	8,5252	0,0754	4,9144
$R_6$	0,9448	14,9341	0,1704	6,912	0,0685	4,0246
$R_7$	0,9443	13,9859	0,1273	7,0646	0,0559	4,1195
$R_8$	0,9713	14,4281	0,0721	3,7684	0,0402	2,577
$R_9$	0,9887	20,4662	0,0064	0,4311*	0,0212	1,6919
$R_{10}$	0,9319	18,6685	-0,0509	4,4952	0,0033	0,2708*
Moyenne	0,96877	15,0662	0,21329	8,70169	0,08157	3,60659

\*Non-significatif à un seuil de 5 %

## Annexe C

# Rendements excédentaires moyens prédits du modèle de Fama-French à trois et du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel à quatre facteurs

TABLE C.1: Rendements excédentaires moyens et rendements excédentaires moyens prédits du modèle de Fama-French à trois facteurs et du modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel à quatre facteurs

	$R_1$	$R_2$	$R_3$	$R_4$	$R_5$	$R_6$	$R_7$	$R_8$	$R_9$	$R_{10}$
$\overline{R}_i$	3,7367	1,5855	1,5383	0,9158	0,8386	0,7585	1,0080	0,6890	0,6181	0,6802
$\hat{R}_{i,FF}$	2,3409	1,3145	0,9701	0,8529	0,7569	0,6880	0,5636	0,4099	0,2239	0,0468
$\hat{R}_{i,MEAM4F}$	2,4543	1,2995	1,0752	0,9974	0,8874	0,7862	0,6960	0,5612	0,3148	0,1531

tel que  $\overline{R}_i$  est le rendement excédentaire moyen du portefeuille  $i$ ,  $\hat{R}_{i,FF}$  est le rendement excédentaire moyen prédit du portefeuille  $i$  par le modèle de Fama-French à trois facteurs et  $\hat{R}_{i,MEAM4F}$  est le rendement excédentaire moyen prédit du portefeuille  $i$  par le modèle d'évaluation d'actifs multifactoriel à quatre facteurs.

# Bibliographie

- [1] Benoît Carmichael and Alain Coën. Real estate and consumption growth as common risk factors in asset pricing models. Real Estate Economics, 2016.
- [2] Benoît Carmichael and Lucie Samson. Consumption growth as a risk factor? evidence from canadian financial markets. Journal of International Money and Finance, 24(1) :83–101, 2005.
- [3] John H Cochrane. Asset Pricing : (Revised Edition). Princeton university press, 2009.
- [4] Autorité des marchés financiers. Fiducies de placement immobilier (fpi), 2017. Repéré sur <https://lautorite.qc.ca/grand-public/investissements/fiducie-de-revenu/fiducies-de-placement-immobilier-fpi/>.
- [5] Eugene F Fama and Kenneth R French. The cross-section of expected stock returns. the Journal of Finance, 47(2) :427–465, 1992.
- [6] Eugene F Fama and Kenneth R French. Multifactor explanations of asset pricing anomalies. The journal of finance, 51(1) :55–84, 1996.
- [7] Wayne E Ferson. Are the latent variables in time-varying expected returns compensation for consumption risk ? The Journal of Finance, 45(2) :397–429, 1990.
- [8] Wayne E Ferson and Campbell R Harvey. The variation of economic risk premiums. Journal of Political Economy, 99(2) :385–415, 1991.
- [9] Kenneth R French. Description of fama/french 3 factors for developed markets, 2017. Repéré sur [http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/Data\\_Library/f-f\\_3developed.html](http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/Data_Library/f-f_3developed.html).
- [10] Michael R Gibbons, Stephen A Ross, and Jay Shanken. A test of the efficiency of a given portfolio. Econometrica : Journal of the Econometric Society, pages 1121–1152, 1989.
- [11] Chengho Hsieh and James D Peterson. Book assets, real estate, and returns on common stock. The Journal of Real Estate Finance and Economics, 21(3) :221–233, 2000.

- [12] Investopedia. Market portfolio, 2017. Repéré sur <http://www.investopedia.com/terms/m/market-portfolio.asp>.
- [13] Crocker H Liu, David J Hartzell, Wylie Greig, and Terry V Grissom. The integration of the real estate market and the stock market : some preliminary evidence. The Journal of Real Estate Finance and Economics, 3(3) :261–282, 1990.
- [14] Crocker H Liu and Jianping JP Mei. The predictability of returns on equity reits and their co-movement with other assets. In Asset Pricing, pages 21–45. World Scientific, 2003.
- [15] Jianping Mei and Ahyee Lee. Is there a real estate factor premium ? The Journal of Real Estate Finance and Economics, 9(2) :113–126, 1994.
- [16] NAREIT. Frequently asked questions about reits, 2017. Repéré sur <https://www.reit.com/what-reit/frequently-asked-questions-about-reits>.
- [17] NAREIT. Timeline, 2017. Repéré sur <https://www.reit.com/timeline#0>.
- [18] S&P Dow Jones Indices. S&P/TSX Capped REIT (CAD), 2017. Repéré sur <https://ca.spindices.com/indices/equity/sp-tsx-capped-reit-index>.
- [19] Statistique Canada. Tableau 026-0009, dépenses d’entretiens et de réparations dans le secteur du logement, 2018. Repéré sur <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/a26?lang=fra&id=260009>.
- [20] Statistique Canada. Tableau 026-0013, investissement en construction résidentielle, 2018. Repéré sur <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/a26?lang=fra&id=260013>.
- [21] Statistique Canada. Tableau 026-0016, investissement en construction de bâtiments non résidentiels, selon le type de bâtiment, la province et la région métropolitaine de recensement (rnr), 2018. Repéré sur <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/a26?lang=fra&id=260016>.
- [22] Statistique Canada. Tableau 378-0121, comptes du bilan national, 2018. Repéré sur <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/a26?lang=fra&id=3780121>.
- [23] Statistique Canada. Tableau 384-0038, produit intérieur brut, en termes de dépenses, provinciaux et territoriaux, 2018. Repéré sur <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/a26?lang=fra&id=3840038>.