

HEC Montréal

Le pourcentage de participation de l'équipe de direction au capital-actions d'une société a-t-il une influence significative sur sa performance en bourse?

par

Amen-Allah BEN-AMOR

Sous la direction de :

M^{me} Alix MANDRON - Professeur titulaire HEC MONTRÉAL

Mémoire présenté en vue de l'obtention du grade de
Maîtrise ès Science de la gestion (M. Sc.)
Profil finance

Avril 2015

© Amen-Allah Ben-Amor, 2015

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX.....	iii
RÉSUMÉ.....	v
1. INTRODUCTION	1
2. RECENSION DE TEXTES	5
2.1 Études théoriques.....	5
2.2 Études empiriques centrées sur le Q de Tobin.....	6
2.3 Études empiriques centrées sur le rendement excédentaire des actions	12
3. DONNÉES	22
3.1 Vue d'ensemble de la base de données	22
3.2 Choix de la variable dépendante	24
3.3 Difficultés dans la construction de la base de données.....	25
3.4 Définition des variables.....	26
3.5 Statistiques descriptives de l'échantillon	29
3.6 Limite de l'étude liée aux données	31
4. MÉTHODOLOGIE.....	33
4.1 Matrice de corrélation de Pearson	33
4.2 Moindres carrés ordinaires	34
4.3 Moindres carrés ordinaires et variables indicatrices	35
4.4 Moindres carrés ordinaires, données de panels et effets fixes	36
5. RÉSULTATS EMPIRIQUES	38
5.1 Matrice de corrélation de Pearson	38
5.2 Moindres carrés ordinaires	40
5.2.1 Régression de base.....	40
5.2.2 Régression avec la participation au carré	42
5.2.3 Moindres carrés ordinaires et variables indicatrices.....	44
5.2.4 Moindres carrés ordinaires, données de panel et effets fixes.....	56
6. CONCLUSION	60
6.1 Rappel de la problématique.....	60

6.2 Synthèse des modèles et résultats.....	60
6.3 Limites de l'étude.....	61
6.4 Avenues de recherches.....	62
ANNEXES.....	64
BIBLIOGRAPHIE.....	71

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 : Principaux résultats des textes recensés.....	19
Tableau 2 : Principaux résultats quantitatifs des textes recensés.....	20
Tableau 3 : Exemple d'entreprise dans la base de données.....	23
Tableau 4 : Définition des variables.....	29
Tableau 5 : Statistiques descriptives 2003 à 2006.....	31
Tableau 6 : Matrice de corrélation de Pearson.....	39
Tableau 7 : Régression de base.....	41
Tableau 8 : Régression avec la participation au carré.....	43
Tableau 9 : Régression avec la participation 0 à 5 %.....	45
Tableau 10 : Régression avec la participation 5 à 25 %.....	47
Tableau 11 : Régression avec la participation 25 à 100 %.....	49
Tableau 12 : Régression avec les industries.....	51
Tableau 13 : Régression avec les trois fourchettes de participation.....	54
Tableau 14 : Régression avec les données de panel.....	56
Tableau 15 : Régression avec les effets fixes par entreprise.....	57
Tableau 16 : Régression avec les effets fixes par année.....	58
Tableau 17 : Régression avec les effets fixes par entreprise et par année.....	59

REMERCIEMENTS

J'aimerais tout d'abord remercier sincèrement ma directrice de mémoire, M^{me} Alix Mandron, pour son expertise, ses qualités d'enseignante et son expérience pratique qui m'ont permis de réaliser ce mémoire en partenariat avec une entreprise. Sa disponibilité, ses suggestions et son implication dans mon mémoire ont tous été des facteurs de succès dans ma réussite.

En deuxième lieu, je tiens à offrir mes remerciements à Montrusco Bolton et tout particulièrement à M. Christian Godin, vice-président senior à la tête des fonds canadiens qui a su me superviser en entreprise et m'offrir les ressources ainsi que son expertise du domaine afin de réaliser ce mémoire. J'aimerais aussi mentionner l'appui financier offert par Mitacs, HEC Montréal ainsi que Montrusco Bolton, ce qui m'a permis de me concentrer sur ce mémoire sans avoir de soucis financiers.

Pour ce qui est des remerciements envers ma famille, j'aimerais remercier ma mère, mon frère ainsi que ma copine pour leur patience et leurs efforts afin de me permettre de réaliser ce mémoire. Je tiens aussi à remercier mon ami et collègue de travail M. Fouad Kouidmir pour ses conseils et réflexions concernant les modèles employés lors de la rédaction de ce mémoire.

Finalement, je remercie mes collègues de l'atelier de recherche ainsi que le professeur en charge M. Jean-Guy Simonato pour leurs conseils et suggestions qui m'ont permis de grandement rehausser la qualité des analyses effectuées dans ce mémoire.

RÉSUMÉ

La théorie de l'agence, bien qu'au cœur de nombreuses études depuis déjà plusieurs années, est toujours un sujet de recherche pertinent; il existe toujours d'abondantes hypothèses et modèles à tester sur le sujet. C'est dans cette optique que ce mémoire portera sur une relation étudiée depuis de nombreuses années, soit celle entre l'alignement des intérêts de la direction et le rendement pour les actionnaires. Plus précisément, ce mémoire tente de répondre à la question suivante : Le pourcentage de participation de l'équipe de direction au capital-actions d'une société a-t-il une influence significative sur sa performance en bourse?

Pour ce faire, une base de données du marché canadien a été mise sur pied et une analyse des données à l'aide de plusieurs modèles économétriques basés sur les moindres carrés ordinaires a été effectuée. Les résultats obtenus s'approchent très fortement de ceux considérés comme étant la référence dans ce domaine, soit les résultats de Morck, Shleifer et Vishny (1988); c'est-à-dire que le rendement augmente entre 0 et 5 %, augmente moins rapidement entre 5 et 25 % et reprend force à nouveau pour les pourcentages de participation supérieurs à 25 %.

Mots-clés : Pourcentage de participation, initiés, capital-actions, enracinement de la direction, actionnariat, performance boursière, TSX Composite.

ABSTRACT

The agency theory, although at the heart of numerous studies for several years, is still a relevant topic of research; there is always an abundance of models and hypotheses to be tested on the subject. It is in this context that this dissertation will study a relationship that has been studied for many years, which is the alignment between the interests of management and that of shareholders. Specifically, this thesis attempts to answer the question: Does the percentage of ownership of the management team of a company has a significant influence on its stock market performance?

To do this, a database of the Canadian market was set up and an analysis of data using several econometric models based on ordinary least squares was performed. The results are quite close to those obtained by Morck, Shleifer and Vishny (1988) who are considered as a reference in this field of study; returns increase from 0 to 5 %, increase at a slower pace between 5 and 25 %, and increase again at a higher rate for percentages of ownership higher than 25 %.

Keywords : Percentage of participation, insider shares, managerial entrenchment, shareholders, stock market performance, TSX composite.

1. INTRODUCTION

Un problème fondamental en finance découle des divergences d'intérêts au sein d'une entreprise. En effet, cette problématique ne date pas d'hier, puisque l'on abordait déjà celle-ci il y a plus de deux siècles dans l'œuvre d'Adam Smith intitulée *La richesse des nations* : « Néanmoins, les directeurs de ces sortes de compagnies étant les régisseurs de l'argent d'autrui plutôt que de leur propre argent, on ne peut guère s'attendre à ce qu'ils y apportent cette vigilance exacte et soucieuse que les associés d'une société apportent souvent dans le maniement de leurs fonds. Tel que les intendants d'un riche particulier, ils sont portés à croire que l'attention sur les petites choses ne conviendrait pas à l'honneur de leurs maîtres, et ils se dispensent très aisément de l'avoir. Ainsi, la négligence et la profusion doivent toujours dominer plus ou moins dans l'administration des affaires de la compagnie... »

Par la suite, Berle et Means amènent une thèse intéressante dans leur ouvrage de 1932 intitulé *L'entreprise moderne et la propriété privée*, soit celle concernant le développement des sociétés par actions et la séparation entre la propriété et le contrôle de l'entreprise. Le pouvoir passe dans ces sociétés des actionnaires aux dirigeants de l'entreprise. L'ouvrage de Berle et Means est donc primordial à l'avancement de la théorie de l'agence, car il permet de développer un modèle théorique de l'entreprise caractérisé par trois traits :

- la question centrale, à savoir qui contrôle réellement l'entreprise;
- la constitution de ce que l'on considère comme les marchés financiers et leur rôle primordial dans la structure mise en place par la firme;
- les rapports entre divers groupes, les intérêts des particuliers, les actionnaires, les dirigeants, les salariés et les fournisseurs de crédits afin d'avoir une bien meilleure compréhension des caractéristiques et du fonctionnement de la firme.

Plusieurs années plus tard, les conflits d'intérêt que l'on nomme problèmes d'agence se retrouvent de nouveau à l'avant-scène. Plusieurs recherches tant aux niveaux empirique que théorique s'intéressent à ce sujet, et c'est principalement le cas de Jensen et Meckling. En effet, dans leur ouvrage de 1976 intitulé « *Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure* », les auteurs définissent la relation d'agence telle qu'on la connaît aujourd'hui : « (...) contrat par lequel une ou plusieurs personnes (le principal) engagent une autre personne (l'agent) pour exécuter en son nom une tâche quelconque qui implique une délégation d'un certain pouvoir de décision à l'agent. »

Il est donc maintenant possible de définir les enjeux qui découlent de la théorie de l'agence. Premièrement, il faut noter que l'opposition des intérêts entre les actionnaires et les dirigeants a lieu dans un cadre où il faut maximiser le bien-être financier de l'actionnaire tout en permettant à l'agent d'en tirer un avantage, souvent ou du moins en partie sous la forme de salaire. On voit bien le problème qui survient de ces décisions : l'actionnaire veut rentabiliser son capital investi, tandis que l'agent veut tirer des avantages de ses décisions et risque ainsi d'entamer une portion du capital. La généralisation de cette problématique se pose donc en identifiant deux points de vue :

- celui des actionnaires qui voudront mettre sur pied un système où les dirigeants devront prendre certaines décisions tout en dévoilant leurs informations;
- celui des dirigeants qui voudront garder le pouvoir décisionnel découlant de leurs savoirs, c'est-à-dire des informations qu'ils détiennent.

Ce système génère par contre plusieurs problèmes tels que l'antisélection, le sous-investissement et l'aléa moral. L'antisélection correspond au fait qu'une offre effectuée sur un marché amène un résultat inverse à celui désiré. L'antisélection, ou sélection adverse, est liée à une trop grande asymétrie de l'information qui peut causer un mauvais choix de la part des actionnaires par souci de rentabilité et peut entraîner par le fait même l'agent à se comporter en tant que « *free rider* ». Pour illustrer de manière concise ce concept, prenons l'exemple des dépenses d'un gouvernement en défense

militaire. Tous les habitants du pays bénéficient de cette défense, et ce, peu importe leur contribution en taxes à l'État. Dans cet exemple, un « *free rider* » pourrait ne pas payer ses impôts et bénéficier quand même de cette protection. Ce concept de passager clandestin décrit le fait qu'un utilisateur bénéficie d'une ressource sans payer pour l'utilisation de celle-ci. Le problème surgit du fait qu'une insuffisance de biens ou de services peut survenir lorsque le « *free rider* » abuse du système tel que décrit par William Baumol dans son ouvrage de 1952 « *Welfare Economics and the Theory of the State* ».

Un autre problème important à considérer est celui de l'aléa moral. Dans un contexte de relation principal-agent, l'aléa moral correspond à la perspective qu'un agent, protégé de l'effet d'un risque, se comporte différemment que s'il était totalement lui-même exposé au risque. Le problème, dans ce cas, concerne l'effort de l'agent et non le type de celui-ci, tel que ce serait le cas dans la sélection adverse. Il y a donc un avantage pour le principal de proposer un contrat dans lequel l'argent et l'effort demandés soient acceptables pour l'agent. Il existe donc dans ce concept une contrainte d'incitation qui se doit d'être respectée.

La théorie de l'agence, bien qu'étudiée depuis déjà plusieurs années, est toujours un sujet de recherche pertinent; il existe toujours plusieurs hypothèses et modèles à tester sur le sujet. Plusieurs problèmes découlent d'un manque d'alignement des intérêts dans une entreprise et c'est dans cette optique que ce mémoire portera sur la relation entre cet alignement entre les intérêts de la direction et le rendement pour les actionnaires. Plus précisément, ce mémoire tentera de répondre à la question suivante : Le pourcentage de participation de l'équipe de direction au capital-actions d'une société a-t-il une influence significative sur sa performance en bourse? Pour ce faire, une base de données du marché canadien sera mise sur pied et une analyse des données à l'aide de plusieurs modèles économétriques sera effectuée.

En premier lieu, si cela s'applique, les faiblesses des études précédentes seront relevées et des suggestions d'amélioration avancées. L'élément distinctif de cette recherche

réside dans le fait qu'elle s'intéresse au marché canadien, et ce, à partir d'une base de données montée de toutes pièces à cet effet. Les textes passés en revue ne concernent pas du tout ce marché.

En deuxième lieu, nous présenterons la base de données canadiennes et mettrons en relief comment elle permet d'éviter des problèmes pratiques qui ont affecté certaines recherches antérieures (par exemple, une variante du problème de biais de survivant).

En troisième lieu, une présentation de la méthodologie employée permettra de saisir les enjeux et l'importance des modèles employés pour répondre à la question de ce mémoire. Une discussion sur les modèles économétriques employés permettra donc de valider si les données permettent d'obtenir une conclusion en termes économétriques ou bien simplement une conclusion philosophique sur le concept d'alignement des intérêts.

L'avant-dernière section décrira les résultats empiriques obtenus lors de l'analyse des bases de données. Cette section mettra en lumière les divers résultats et tentera de répondre à la question de ce mémoire.

Finalement, une conclusion résumera les divers résultats significatifs tout en offrant une critique des résultats ainsi qu'une piste d'ouverture pour de futures recherches.

2. RECENSION DE TEXTES

La présente section a pour but de réviser la majorité des articles pertinents touchant les problèmes d'agence. Ceux-ci seront vus en détail ainsi que commentés. Cette revue des principaux articles d'auteurs reconnus sera effectuée dans l'optique de démontrer la pertinence de cette étude ainsi que le caractère critique des choix de bases de données et de modèles économétriques employés. Pour débiter, il faut noter que Berle et Means (1932) ainsi que, plusieurs années plus tard, Jensen et Meckling (1976) ont ouvert la porte à de nombreuses questions concernant l'alignement des intérêts de la direction. Par contre, aux fins de cette recherche, seuls les articles postérieurs à 1988 seront retenus, c'est-à-dire que l'analyse débutera avec l'article de Stulz (1988). Les divers articles seront séparés entre les contributions théoriques et les contributions empiriques, lesquelles se distinguent, entre autres choses, par le choix de la variable dépendante. L'ensemble des résultats est synthétisé dans les Tableaux 1 et 2 à la fin de la section.

2.1 Études théoriques

Stulz (1988) présente un modèle purement théorique. En effet, l'auteur aborde le sujet en définissant α comme le pourcentage de participation d'une entreprise contrôlée par la direction. Il étudie ensuite la relation entre α et la valeur de la firme à l'aide d'un modèle théorique basé sur une offre publique d'achat d'entreprise. Le modèle se tient mathématiquement et permet d'arriver à une conclusion théorique, laquelle n'a pas été testée. Stulz obtient comme résultat principal que la valeur de la firme s'exprime par une fonction monotone décroissante en α .

Mercuro, Sourbis et Whitney (1992) poursuivent une démonstration théorique avec une méthodologie similaire à celle de Stulz (1988). Ils proposent un modèle théorique concernant la préférence des agents pour démontrer que la structure de l'actionnariat influence la valeur de l'entreprise. Ce résultat appuie l'hypothèse selon laquelle

l'introduction d'actionnaires ne provenant pas de la direction de la firme augmente la valeur de celle-ci. Il est à noter que le modèle est présenté de manière détaillée dans l'article de Mercurio, Sourbis et Whitney (1992). On peut ajouter que les commentaires sur l'article de Stulz (1988) s'appliquent ici aussi. Le modèle se tient bien mathématiquement. Il est possible de conclure sur cet article en mentionnant que l'article ne permet pas de valider si la pratique concorde avec la théorie.

2.2 Études empiriques centrées sur le Q de Tobin

Avant de discuter de ces études, il faut tout d'abord expliquer la raison pour laquelle le Q de Tobin a été retenu comme variable dépendante. En effet, si l'on croit à la rationalité et à l'efficacité des marchés, le Q de Tobin est censé mesurer un niveau de valeur relative qui devrait permettre de détecter une meilleure valeur de l'entreprise due à une participation élevée des initiés. Le rendement excédentaire, quant à lui, ne devrait pas être affecté, le marché ayant déjà reflété l'effet dans le niveau des prix.

Morck, Shleifer et Vishny (1988) publient un article sur la relation entre l'actionnariat des dirigeants et l'évaluation au marché. Pour ce faire, les auteurs emploient le Q de Tobin afin de mesurer la surévaluation ou la sous-évaluation de l'entreprise. Le calcul de cette variable s'effectue comme suit :

$$\text{Q de Tobin} = \frac{\text{Valeur au marché des dettes} + \text{Valeur au marché des actions}}{\text{Valeur de remplacement des actifs}}$$

L'interprétation du résultat de ce calcul est qu'une valeur comprise entre 0 et 1 implique une sous-évaluation des actions, puisque le coût pour remplacer les actifs de la firme est plus grand que la valeur de l'action. Morck, Shleifer et Vishny emploient un modèle des moindres carrés ordinaires et régressent le Q de Tobin sur plusieurs variables indépendantes telles que la R&D par dollar d'actifs, les dépenses en publicité par dollar d'actifs, la dette à long terme par dollar d'actifs, le coût de remplacement, le pourcentage d'actionnariat des dirigeants ainsi que le code SIC (« *Standard Industrial Classification* ») de l'industrie. Les auteurs séparent, à l'aide de variables indicatrices,

le pourcentage d'actionnariat des dirigeants dans l'entreprise en trois fourchettes soit [0; 5 %[, [5 %; 25 %[et [25 %; 100 %]. Les résultats des coefficients pour ces trois fourchettes sont respectivement de 6,17 (seuil de confiance de 99 %), -1,60 (seuil de confiance de 95 %) et 0,794 (seuil de confiance de 90 %). Les auteurs interprètent ces résultats en fonction de ce que ces coefficients impliquent pour le Q de Tobin. Celui-ci augmente à un rythme de 0,062 pour chaque augmentation de 1 % entre 0 et 5 %. Il descend ensuite de 0,016 pour chaque 1 % d'augmentation entre 5 % et 25 %. Pour les pourcentages supérieurs à 25 %, le Q de Tobin augmente légèrement, soit à un rythme de 0,008 pour chaque augmentation de 1 % dans le pourcentage d'actionnariat des dirigeants. De plus, il est possible d'ajouter que les auteurs trouvent un Q de Tobin plus faible pour les firmes dirigées par les membres de la famille fondatrice. La conclusion des auteurs est donc qu'il existe une relation significative et non monotone entre le pourcentage d'actionnariat des dirigeants et la valeur de l'entreprise telle que mesurée par le Q de Tobin. Cette étude présente quelques lacunes qui sont d'ailleurs, pour la plupart d'entre elles, déjà mentionnées par les auteurs. Tout d'abord, le Q de Tobin comme mesure de performance est une mesure qui comporte certains points faibles, et ce, surtout en période où il existe une bulle spéculative. De plus, la théorie sous-jacente au modèle suppose que les marchés financiers sont parfaits, ce qui est une hypothèse qui laisse place à beaucoup de controverse dans le monde financier. Il faut ajouter que toute forme de spéculation rend ce modèle difficile à employer, car la présence de celle-ci vient fausser la valeur au marché qui correspond au numérateur de l'équation. Il faut aussi noter que les auteurs introduisent des variables de contrôle pour tenir compte de la possibilité que divers facteurs influencent conjointement le pourcentage d'actionnariat des dirigeants et le Q de Tobin, ce qui introduirait une corrélation artificielle entre ces deux composantes. Un autre point concernant le Q de Tobin réside dans le fait qu'il peut être affecté par beaucoup d'éléments explicatifs et pas seulement par la participation des dirigeants au capital-actions. Le problème n'est que partiellement corrigé par l'introduction de variables de contrôle. Tel qu'avancé par Cummins, Hassett et Oliner (1999), le Q de Tobin est une mesure de performance qui pourrait faire place à une certaine amélioration. Un autre point à souligner dans l'article de Morck, Shleifer et Vishny se retrouve dans la base de données. Les auteurs

critiquent eux-mêmes le fait qu'ils aient utilisé uniquement de grandes corporations, et par conséquent, uniquement des entreprises cotées en bourse depuis déjà longtemps. Le fait que de petites entreprises à fort potentiel de croissance aient été exclues peut en effet causer un biais dans les données, car le rôle du management dans ces entreprises ainsi que leur contrôle sur l'entreprise pourrait être beaucoup plus significatif. Finalement, les auteurs soulignent aussi que d'autres mesures de compensation auraient pu être incorporées aux données. Il est aussi possible de mentionner qu'une seule et unique année a été utilisée pour faire l'analyse. En effet, la base de données employée comprend 371 firmes du Fortune 500, et ce, pour l'année 1980. Il n'est donc pas possible de conclure sur l'évolution à travers le temps en ce qui a trait à la performance de ces firmes.

Pour ce qui est de McConnell et Servaes (1990), ceux-ci démontrent qu'il existe une relation significative curviligne entre le pourcentage d'actions des initiés et la valeur des firmes, telle que mesurée par le Q de Tobin. En effet, la valeur de la firme augmente jusqu'à un taux de participation des initiés entre 40 et 50 % pour ensuite se mettre à redescendre. Encore une fois, ces résultats sont obtenus à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires en ayant comme variable dépendante le Q de Tobin. Les variables indépendantes du modèle comprennent, entre autres, le pourcentage de participation en actions détenu par les initiés, l'actionnariat détenu par des institutions, les blocs d'actionnaires qui ne sont pas des initiés, ainsi qu'une variable indicatrice égale à 1 si un détenteur de blocs d'actions existe et zéro sinon. Toutes les régressions des auteurs trouvent une relation positive entre le pourcentage d'actions des initiés et la valeur de la firme avec des coefficients variant de 1,1025 à 1,2626 (p-value = 0). Les points d'inflexion de ces régressions varient quant à eux entre 40.% et 50 %. La base de données contient 1 173 firmes pour 1976 et 1 093 firmes pour 1986 qui sont des entreprises du NYSE ou de l'AMEX. Cette étude est d'ailleurs une autre dans le genre à présenter certains points qui pourraient être améliorés dans la base de données. En effet, il existe un biais de survivants dans les données, puisque l'on sélectionne uniquement les grandes entreprises à deux moments précis dans le temps. Le biais de survivants viendrait possiblement changer les résultats, puisque celui-ci implique que

l'on ne tient pas compte des entreprises qui ont fait faillite ou bien qui ont tout simplement mal performé, ce qui a fait en sorte qu'elles ont été enlevées des échanges auparavant mentionnés. Les auteurs obtiennent des résultats similaires, lorsque les pourcentages de participation des initiés sont faibles, avec les contributions de Berle et Means (1932), Jensen et Meckling (1976) et Morck, Shleifer et Vishny (1988). Par contre, pour des pourcentages de participation plus élevés de la direction, McConnell et Servaes produisent de nouveaux résultats ainsi qu'un regard inédit sur l'alignement des intérêts en finance. Il est donc possible de conclure que les résultats des auteurs sont cohérents avec l'hypothèse selon laquelle la valeur d'une entreprise est une fonction de la structure de son actionariat. Par contre, il n'est pas possible de conclure que cette fonction est linéaire.

Hermalin et Weisbach (1991) proposent un regard nouveau sur le sujet. En effet, les auteurs présentent un modèle des moindres carrés ordinaires avec le Q de Tobin comme variable dépendante, mais contrôlent pour plusieurs autres types de variables qui n'avaient pas été étudiés auparavant. Le modèle tient compte du logarithme naturel de la valeur de remplacement des actifs, des augmentations de dépenses de R&D, des augmentations de dépenses de publicités, ainsi que des fourchettes de participation de la direction dans les entreprises étudiées, soit les tranches de 0 à 1 %, 1 à 5 %, 5 % à 20 % et plus de 20 %. Le logarithme naturel de la valeur de remplacement des actifs a un coefficient de -0,067 (t-stat = 2,23), ce qui implique que les plus petites firmes ont un Q de Tobin plus grand. L'augmentation de dépenses de R&D a un coefficient de 5,00 (t-stat = 4,61) et l'augmentation de dépenses en publicité a un coefficient de 4,53 (t-stat = 4,16), ce qui démontre qu'une augmentation de ce type de dépenses augmente le Q de Tobin. Pour ce qui est des fourchettes de participation soit 0 à 1 %, 1 à 5 %, 5 % à 20 % et plus de 20 %, les coefficients sont respectivement de 19,20 (t-stat = 1,66), -6,55 (t-stat = 1,56), 1,72 (t-stat = 1,40) et -1,01 (t-stat = 2,03). À un niveau de participation de la direction inférieur à 1 %, le Q de Tobin augmente avec la participation de la direction, ce que les auteurs interprètent comme étant causé par une réduction des coûts d'agence significative lorsqu'une augmentation de la participation se produit dans une entreprise où la concentration de la participation est faible. À un

niveau supérieur à 20 %, le résultat indique que le Q de Tobin décroît avec l'augmentation de la participation de la direction dans l'entreprise, ce qui va de pair avec l'hypothèse d'enracinement de la direction. L'augmentation de la participation de la direction à des niveaux compris entre 1 % et 20 % a un effet négatif sur le Q de Tobin pour des niveaux plus faibles et positifs pour des niveaux plus élevés tout en restant non significativement différent de zéro. Il est possible de conclure que malgré l'ajout de nouvelles variables, Hermalin et Weisbach (1991) obtiennent des résultats conformes à ceux de Morck, Shleifer et Vishny (1988), lesquels sont considérés comme les auteurs de référence sur le sujet. Hermalin et Weisbach (1991) soulignent dans leur conclusion que leurs résultats sont possiblement altérés par la faible puissance de leurs tests économétriques. On peut encore une fois critiquer la faiblesse des données employées, puisque les auteurs utilisent uniquement 142 firmes du NYSE. Il y a donc un biais de survivants lié à l'utilisation de grandes firmes. Hermalin et Weisbach terminent en ajoutant tous les deux que de nombreuses pistes de recherches futures sont à explorer sur la théorie de l'agence et les problèmes d'alignement d'intérêts entre les actionnaires et la direction.

Thomas Lorenz Steiner publie en 1996 un article qui fait la lumière sur différents aspects du Q de Tobin. Contrairement à la majorité des auteurs avant lui, Steiner isole les divers effets qui affectent la performance d'une entreprise et il obtient le résultat suivant : 1,63 % de la variance dans le Q de Tobin est expliqué par l'effet de détention d'actions par la direction et les membres du conseil d'administration. L'auteur emploie trois régressions, toutes basées sur le modèle des moindres carrés ordinaires, avec comme variable dépendante le Q de Tobin et comme variables indépendantes un mix des variables suivantes : l'actionnariat des dirigeants et administrateurs, les détenteurs d'actions institutionnels, les détenteurs de blocs d'actions, la diversification de la firme, les actifs totaux, la dette à long terme, les dépenses en R&D et les dépenses en publicité. Les régressions ont aussi une variable muette, soit l'industrie dans laquelle l'entreprise se trouve. La seule variable non significative correspond aux actifs totaux avec une valeur-p de 0,45. Toutes les autres variables sont significatives, mais les plus importantes sont les suivantes : la diversification de la firme avec un coefficient de

-0,283 (p-value = 0,00), l'actionnariat des dirigeants et administrateurs avec 0,022 (p-value = 0,00), les détenteurs d'actions institutionnels avec 0,004 (p-value = 0,02) et les détenteurs de blocs d'actions avec un coefficient de -0,076 (p-value = 0,00). Les résultats concernant l'actionnariat des dirigeants démontrent une relation telle que celle décrite par McConnell et Servaes (1990), c'est-à-dire qu'il existe une relation significative curviligne entre le pourcentage d'actions des initiés et la valeur des firmes. Ce résultat supporte l'existence de l'effet d'enracinement ainsi que de celui d'alignement des intérêts. Deux conclusions additionnelles peuvent être ajoutées. Tout d'abord, la relation positive et significative entre les détenteurs d'actions institutionnels et le Q de Tobin supporte l'hypothèse selon laquelle les investisseurs sophistiqués font plus de surveillance tel que décrit par Shleifer et Vishny. De plus, la relation négative et significative entre les détenteurs de blocs d'actions et le Q de Tobin supporte l'argument d'expropriation de Fama et Jensen (1983). Pour ce qui est des bases de données utilisées, l'auteur emploie Compustat pour analyser toutes les firmes du New York Stock Exchange. Il applique ensuite un filtre afin d'inclure uniquement les firmes pour lesquelles toutes les données sont disponibles, ce qui permet de retenir 481 firmes pour l'année 1992. Il est déjà possible de voir que la base de données présente un biais de survivants. De plus, la mesure de la performance, soit le Q de Tobin, est une mesure qui laisse place à certaines critiques telles que discutées précédemment. Pour ce qui est des conclusions de l'article de Steiner (1996), celui-ci indique que la structure de l'actionnariat influence de manière très significative la valeur de la firme, et ce, de la même façon que Morck, Shleifer et Vishny (1988) l'ont conclu.

En 1999, Himmelberg, Hubbard et Palia publient dans le « *Journal of Financial Economics* » un article faisant le lien entre l'actionnariat détenu par la direction et la performance de la firme. Les auteurs commencent par justifier les méthodes qu'ils emploieront dans leur étude en mentionnant que le Q de Tobin est problématique en ce qui a trait à l'endogénéité. Pour mieux comprendre ce concept, il faut définir l'endogénéité comme étant la corrélation entre un paramètre et le terme d'erreur. Cette corrélation biaise les estimateurs; elle est typiquement causée par trois sources soit l'omission de variables, la simultanéité et les erreurs de mesures. Les auteurs

mentionnent qu'ils feront l'emploi d'un modèle à effet fixe sur des données de panel, puisque cette méthode peut éliminer le problème d'endogénéité qui biaise les estimateurs. En effet, un modèle à effet fixe tient compte des variables observées et non observées à travers les périodes, ce qui permet d'obtenir des estimateurs non biaisés à travers le temps. Les auteurs utilisent le Q de Tobin comme variable dépendante et une multitude de variables indépendantes, dont la fraction de l'actionnariat détenu par la direction, le log naturel des ventes, le log naturel des ventes au carré pour tenir compte de la non-linéarité, le ratio des actifs à long terme tangibles sur les ventes, l'écart-type du risque idiosyncratique du prix de l'action, le ratio de R&D sur les actifs non fixes et le ratio de dépenses en publicité sur les actifs non fixes. Ils emploient trois fourchettes de participation de la direction soit de 0 à 5 %, de 5 % à 25 % et plus de 25 %. Malheureusement pour les auteurs, cette analyse, bien que poussée, ne permet pas de conclure de manière économétrique. Cette étude aboutit à des résultats non concluants, puisque la méthode d'effet fixe ne permet pas de corriger l'endogénéité induite par des variables qui ne sont pas fixes à travers le temps. Une même variable peut avoir une valeur différente à chacune des périodes, ce qui empêche la méthode d'effet fixe d'annuler le problème d'endogénéité. Les auteurs laissent par contre une piste intéressante à poursuivre; elle concerne l'utilisation de variables instrumentales pour la correction de l'endogénéité qui sera la méthode éventuelle dans le domaine afin de bel et bien conclure avec un résultat robuste. Pour ce qui est de la base de données, Himmelberg, Hubbard et Palia (1999) emploient un univers assez diversifié qui ne pose aucun problème, hormis celui de l'échantillon aléatoire qui devient de plus en plus petit principalement à cause des fusions et acquisitions de la période. Les auteurs n'emploient pas un panel équilibré afin de ne pas amplifier ce problème.

2.3 Études empiriques centrées sur le rendement excédentaire des actions

Avant de discuter de ces études, il faut tout d'abord expliquer la raison pour laquelle les auteurs qui suivent ont retenu le rendement excédentaire des actions comme variable dépendante. En effet, si les auteurs de cette section font usage de cette variable

dépendante, cela présume une certaine inefficience ou une certaine irrationalité, si l'on croit au MÉDAF, dans la mesure où un rendement excédentaire continu signale soit un engouement durable du marché ou bien une mesure du rendement excédentaire (à travers le MÉDAF) déficiente.

Wruck (1988) publie une analyse sur la concentration de l'actionnariat et le changement dans la valeur de la firme, telle que mesurée par la valeur des actions, qui vient compléter celle de Morck, Shleifer et Vishny. L'auteure emploie un modèle des moindres carrés ordinaires combiné à l'utilisation de variables indicatrices pour analyser l'impact des changements de concentration de l'actionnariat dans les firmes. La mesure utilisée comme variable dépendante est le rendement anormal suite à une vente privée des actions d'une entreprise. Ce changement dans le type d'analyse permet de venir tester la force et la cohérence des résultats obtenus précédemment par Morck, Shleifer et Vishny (1988). En effet, l'auteure régresse le changement dans la valeur de la firme sur la concentration de l'actionnariat avant la vente, le changement dans la concentration de l'actionnariat à la suite de la vente ainsi que sur deux variables indicatrices soit l'intention de contrôle ou non de l'acheteur et le contrôle ou non de l'acheteur par la direction. Les variables indicatrices de ce modèle permettent d'isoler les ventes qui pourraient favoriser l'enracinement de la direction. Les résultats sont significatifs avec un coefficient de 0,009 (t-value = 5,15) pour le pourcentage de changement dans la concentration de l'actionnariat après la vente. La concentration de l'actionnariat avant la vente obtient un coefficient de 0,002 (t-value = 1,20), mais la variable n'est pas significative. Les résultats de l'auteure, pour ce qui est de ces deux variables, indiquent que la valeur d'une firme, telle que mesurée par la valeur des actions, augmente avec une croissance de la concentration de l'actionnariat. Il faut noter que la concentration de l'actionnariat serait forte si les dirigeants possèdent une grande portion des actions. De plus, la valeur d'une entreprise peut aussi augmenter légèrement lorsque la firme a une concentration de l'actionnariat plus grande avant la vente de la firme. Quant aux variables indicatrices, l'intention de contrôle de l'acheteur possède un coefficient significatif de -0,220 (t-value = -3,08), ce qui supporte l'hypothèse d'effet nocif de l'enracinement de la direction. Par contre, il faut noter que

l'interprétation de ce coefficient doit se faire avec réserve, puisque la vente pourrait transmettre une information négative au marché, et ce, même si les gestionnaires de l'entreprise agissent de manière à favoriser l'intérêt des actionnaires. L'exemple bien précis fourni par l'auteure est celui d'un cas où le marché surestime la probabilité d'une prise de contrôle de haute valeur et où cette probabilité se voit révisée à la baisse à cause de la vente privée. La variable de contrôle de l'acheteur par la direction possède un coefficient négatif et non significatif de $-0,157$ ($t\text{-value} = -1,02$). Finalement, Wruck (1988) effectue une régression par morceaux avec comme points tournants 5 % et 25 % pour l'actionnariat de la direction. Les résultats restent pratiquement les mêmes, mais le modèle explique 53 % de la variation du changement de valeur de la firme comparativement à 34,6 % pour le modèle de régression linéaire. Il est maintenant possible de mentionner deux points qui auraient pu être améliorés par l'auteure. Tout d'abord, seulement 48 observations sur le NYSE et le AMEX sont disponibles. En deuxième lieu, les modèles économétriques démontrent que les effets du changement de concentration de l'actionnariat semblent être liés à des spécificités de chaque firme. L'auteure conclut en laissant savoir qu'il semble y avoir deux fourchettes de pourcentages de contrôle qui agissent positivement sur les rendements anormaux, soit les pourcentages faibles ou élevés. La démonstration détaillée des modèles utilisés se retrouve dans l'article de Wruck (1988).

Par la suite, Cole et Mehran (1998) proposent une analyse qui étudie l'expiration des « *anti-takeover provisions* » afin de vérifier si les actions détenues par la direction d'une firme influencent de manière positive ou négative la valeur de celle-ci. Ils emploient les « *anti-takeover provisions* », car celles-ci restreignent le choix de la structure d'actionnariat de la part des propriétaires. Leur expiration permet donc d'augmenter le nombre d'actions détenues par les dirigeants et employés. Ils obtiennent comme résultat qu'un changement dans la performance d'une firme, tel que mesuré par la valeur des actions, est positivement corrélé avec le changement dans l'avoir en actions des membres de la direction, mais négativement corrélé lorsqu'il s'agit du régime de compensation en actions des employés. Cette analyse vient donc poser un nouveau regard sur un déterminant qui n'avait pas été étudié auparavant, soit

le plan de rémunération des employés. Les auteurs utilisent un modèle des moindres carrés ordinaires appliqué à des données de panel pour voir s'il y a une différence de résultats entre la période précédant l'expiration des restrictions et celle qui la suit. La variable dépendante est la moyenne annuelle ajustée pour l'industrie du rendement de l'action pour une compagnie i , et ce, pour les années suivant l'expiration des restrictions soit les années une, deux et trois post-expiration. Les variables indépendantes sont la variation de l'actionnariat du plus gros initié avec un coefficient de 1,14 (t-stat = 3,03), la variation du plus gros actionnaire non institutionnel (non significatif), la variation du plus gros actionnaire institutionnel (non significatif), l'augmentation de la variation du régime d'actions des employés (variable muette) avec un coefficient de -0,13 (t-stat = -1,82) et le rendement ajusté pré-expiration avec un coefficient de -0,27 (t-stat = -1,94). Il est possible, une fois de plus, de se questionner sur l'utilisation d'une base de données qui inclut seulement 94 institutions d'épargne sur la période de 1983 à 1987. Il y a donc un biais sectoriel, puisque l'étude s'applique uniquement à une portion du marché soit celle du secteur bancaire. De plus, les firmes sont sélectionnées sur une courte période correspondant uniquement à une période de croissance dans l'économie. Les résultats sont statistiquement significatifs, mais sont liés à une base de données s'appliquant à un milieu trop restrictif pour permettre d'avoir des conclusions générales sur la théorie de l'agence.

Eckbo et Smith (1998) poursuivent avec la publication d'un article s'intéressant à la performance des initiés sur l'Oslo Stock Exchange. Pour ce faire, ils construisent des portefeuilles qui suivent les mouvements d'actions de la part des initiés dans l'entreprise. Ils appliquent trois approches : l'étude d'événements conditionnelle, l'alpha de Jensen conditionnel et une version conditionnelle de la mesure de performance des pondérations du portefeuille. Lors de l'application de ces trois approches, le terme conditionnel signifie que le rendement espéré est conditionné par un ensemble donné d'informations publiquement disponibles; on s'intéresse alors à la différence entre le rendement conditionnel espéré par les initiés et le rendement espéré par les non-initiés. Ces méthodes leur permettent de conclure que les initiés ont un rendement anormal nul ou négatif. De plus, ils documentent le rendement de fonds

mutuels et concluent que ceux-ci surperforment face aux portefeuilles des initiés. Les méthodes employées sont très adéquates si l'on considère l'hypothèse que les initiés agissent et que l'information se reflète tout de suite dans le prix de l'action. Par contre, cette méthode de rendements anormaux comporte certains points qui pourraient être améliorés. Tout d'abord, la transaction d'un initié ne veut pas nécessairement dire qu'il prévoit un changement rapide dans le prix de l'action. Il pourrait en effet ajuster sa position dans une optique à long terme, ce qui ne permettrait pas au portefeuille de rendements anormaux de capter un résultat suite à un changement de position de la part d'un initié. Deuxièmement, une transaction de la part d'un initié ne veut pas dire que l'initié a changé de manière significative sa position. En effet, une petite transaction serait captée comme un signal dans le modèle d'Eckbo et Smith, mais pourrait être tout à fait non significative pour l'initié qui l'effectue. En dernier lieu, les auteurs ramènent à zéro la position des initiés lorsqu'un titre est enlevé du Oslo Stock Exchange, ce qui ne permet pas de capter sur une plus longue période les résultats des portefeuilles d'initiés. Il n'y a donc plus de suivi fait sur les initiés et si un titre est entré à nouveau, cela créerait donc un biais sur l'analyse.

Beiner, Drobetz, Schmid et Zimmerman (2006) poursuivent l'analyse du sujet en évaluant les effets qui supportent l'hypothèse selon laquelle il existe une relation positive entre la gouvernance d'entreprise et l'évaluation d'une firme. Les auteurs emploient une méthode qui n'avait pas été utilisée auparavant soit celle de ne pas regarder l'effet de chaque mécanisme de manière isolée. Ils construisent un indice de gouvernance d'entreprise auquel ils ajoutent des variables supplémentaires dont la structure de l'actionnariat. Pour contrôler la possibilité d'endogénéité des variables additionnelles, les auteurs développent un système d'équations simultanées pour ensuite appliquer la méthode des moindres carrés à trois étapes. Il faut noter que puisque l'analyse s'effectue sur le marché suisse, les auteurs emploient le pourcentage de droit de vote exercé par le plus gros actionnaire (variable Lshare) à la place du pourcentage d'actionnariat des dirigeants (variable Stocksod). Ce choix est effectué, car la spécificité du marché suisse fait en sorte que Stocksod inclut des propriétaires qui sont aussi dirigeants et/ou directeurs du conseil d'administration. Pour les auteurs,

les intérêts privés de contrôle sont une meilleure explication que l'enracinement de la direction de sorte qu'ils utilisent principalement la variable Lshare dans leur analyse. Lshare a un coefficient de -0,3548 et une p-value de 0,6484 dans la méthode des moindres carrés à trois étapes. Cette variable n'est donc pas statistiquement significative. Le résultat qui importe pour ce mémoire est celui où les auteurs obtiennent une conclusion similaire à celle de McConnell et Servaes (1990), c'est-à-dire qu'il existe une relation significative curviligne entre le pourcentage d'actions des initiés et la valeur des firmes, telle que mesurée par le Q de Tobin. Ce résultat est obtenu lors de la première régression par la méthode des moindres carrés ordinaires et le coefficient de la variable Stocksod est de 3,1241 (p-value = 0,0068), ce qui correspond au fait que des dirigeants avec un actionnariat plus important auraient un effet positif sur la valeur de la firme telle que mesurée par le Q de Tobin. Pour ce qui est de la base de données, celle-ci comporte 109 firmes sur une période d'une seule année sur la bourse suisse basée à Zurich (SWX). Il s'agit donc d'un petit échantillon sur une courte période de temps, ce qui est une faiblesse tel que discuté précédemment.

Ce sont Kaserer et Moldenhauer (2007) qui conclurent cette recension de textes avec leur analyse de l'effet de l'actionnariat des individus considérés comme initiés (dirigeants, membres de la famille proche et autres) sur la performance de l'entreprise. Pour ce faire, les auteurs emploient la méthode des moindres carrés ordinaires afin de construire trois régressions avec, comme variables dépendantes respectives, le rendement des actions (période incluant les 60 mois précédents), le ratio de la valeur au marché sur la valeur au livre et la rentabilité des actifs. La première est constituée de plusieurs variables indépendantes dont les auteurs tentent de déterminer si elles influencent le rendement des actions (rendement de la période incluant les 60 mois précédents). En effet, le coefficient de la variable MB_SB_FBM qui représente les actions des membres du conseil d'administration et du conseil de supervision (membres actifs, inactifs ainsi que leurs familles) est de 79,110 et il est significatif à un seuil de 1 %. Cela implique qu'une augmentation de 1 % dans l'actionnariat (MB_SB_FBM) augmente la performance de 0,79 % telle que mesurée dans cette régression. Plusieurs variables de contrôle ont aussi un effet positif et significatif sur le

rendement des actions. Parmi celles-ci, notons principalement la taille de l'entreprise, le potentiel de croissance et le paiement de dividendes. Les variables de contrôle ayant un effet négatif sur le rendement sont un haut niveau de dette ainsi que le risque de marché. Il faut cependant noter que, puisque l'étude comporte des données se situant pendant l'éclatement de la bulle technologique de 2001, les firmes ayant un plus gros niveau d'endettement ont tout simplement subi une plus grande dévaluation. Les auteurs poursuivent en réévaluant le même modèle, mais avec comme variables dépendantes le ratio de la valeur au marché sur la valeur au livre ainsi que la rentabilité des actifs. Les résultats sont similaires, mais avec un pouvoir explicatif du modèle plus faible ($R^2 = 17\%$) comparativement à près de 40 % pour le modèle ayant le rendement des actions comme variable dépendante. Kaserer et Moldenhauer (2007) poursuivent leurs démonstrations en employant un modèle des moindres carrés à deux étapes en estimant un système d'équations simultanées qui traite l'actionnariat des initiés et la valeur de l'entreprise, telle que mesurée par la valeur des actions, comme variables endogènes. Cette méthode donne comme coefficient à l'actionnariat une valeur de 75,747 significatif au seuil de 1 %. Ce résultat vient confirmer que l'actionnariat influence bel et bien le rendement des actions. En ce qui concerne la base de données, il faut noter que la construction de celle-ci pourrait faire place à un biais. Les données sont employées sur la période de 1998 à 2003, ce qui n'inclut pas un cycle économique complet. De plus, les résultats pourraient être liés aux spécificités du marché allemand. Il est possible de conclure sur cette recherche en mentionnant que, comparativement aux auteurs les ayant précédés, Kaserer et Moldenhauer (2007) corrigent directement le problème d'endogénéité.

Puisque plusieurs études ont été présentées auparavant et qu'il existe de nombreux résultats concernant ce sujet d'étude, voici le Tableau 1 qui résume les divers résultats concernant la participation des initiés dans l'entreprise :

Tableau 1: Principaux résultats des textes recensés		
Textes	Variante dépendante	Résultats
Stulz (1988)	Modèle théorique	La valeur de la firme s'exprime par une fonction monotone décroissante du alpha, où le alpha représente le pourcentage de participation d'une entreprise contrôlée par la direction.
Mercurio, Sourbis et al. (1992)	Modèle théorique	La structure de l'actionariat influence la valeur de l'entreprise. Ce résultat appuie l'hypothèse selon laquelle l'introduction d'actionnaires ne provenant pas de la direction de la firme augmente la valeur de celle-ci.
Morck, Shleifer et Vishny (1988)	Q de Tobin	Le Q de Tobin augmente à un rythme de 0,062 pour chaque augmentation de 1 % entre 0 et 5 %. Il descend ensuite de 0,016 pour chaque 1 % d'augmentation entre 5 % et 25 %. Pour les pourcentages supérieurs à 25 %, le Q de Tobin augmente légèrement, soit à un rythme de 0,008 pour chaque augmentation de 1 %.
McConnell et Servaes (1990)	Q de Tobin	Il existe une relation significative curviligne entre le pourcentage d'actions des initiés et la valeur des firmes, telle que mesurée par le Q de Tobin. En effet, la valeur de la firme augmente jusqu'à un taux de participation des initiés entre 40 et 50 % pour ensuite se mettre à redescendre.
Hermalin et Weisbach (1991)	Q de Tobin	À un niveau de participation de la direction inférieur à 1 %, le Q de Tobin augmente (réduction des coûts d'agence lorsqu'une augmentation de la participation se produit dans une entreprise où la concentration de la participation est faible). À un niveau supérieur à 20 %, le Q de Tobin décroît (hypothèse d'enracinement de la direction). L'augmentation de la participation entre 1 % et 20 % a un effet négatif sur le Q de Tobin pour des niveaux plus faibles et positifs pour des niveaux plus élevés.
Steiner (1996)	Q de Tobin	Il existe une relation significative curviligne entre le pourcentage d'actions des initiés et la valeur des firmes (même résultat que McConnell et Servaes).
Himmelberg, Hubbard et al. (1999)	Q de Tobin	Les résultats sont non concluants, puisque la méthode à effet fixe ne permet pas de corriger l'endogénéité induite par des variables hétérogènes à travers le temps.
Wruck (1988)	Rendement excédentaire des actions	La valeur d'une firme augmente avec une croissance de la concentration de l'actionariat. Il faut noter que la concentration de l'actionariat serait forte si les dirigeants possèdent une grande portion des actions.
Cole et Mehran (1998)	Rendement excédentaire des actions	Le changement dans la performance d'une firme, tel que mesuré par la valeur des actions, est positivement corrélé avec le changement dans l'avoir en actions des membres de la direction, mais négativement corrélé lorsqu'il s'agit du régime de compensation en actions des employés.
Eckbo et Smith (1998)	Rendement excédentaire des actions	Les initiés ont un rendement anormal nul ou négatif.
Beiner, Drobetz et al. (2006)	Rendement excédentaire des actions	Les auteurs obtiennent une conclusion similaire à celle de McConnell et Servaes (1990), c'est-à-dire qu'il existe une relation significative curviligne entre le pourcentage d'actions des initiés et la valeur des firmes, telle que mesurée par le Q de Tobin.
Kaserer et Moldenhauer (2007)	Rendement excédentaire des actions	Une augmentation de 1 % dans l'actionariat (MB_SB_FBM) augmente la performance de 0,79 % telle que mesurée dans la régression effectuée par les auteurs.

Le tableau 2 résume les divers résultats concernant la participation des initiés dans l'entreprise, mais de manière quantitative :

Tableau 2: Principaux résultats quantitatifs des textes recensés

Textes	Variante dépendante	Résultats
Stulz (1988)	Modèle théorique	Démonstration théorique.
Mercurio, Sourbis et al. (1992)	Modèle théorique	Démonstration théorique.
Morck, Shleifer et Vishny (1988)	Q de Tobin	Coefficient de la fourchette de participation [0,5%] avec l'écart-type de White 6,17 (2,04). Coefficient de la fourchette de participation [5,25%] avec l'écart-type de White -1,60 (0,638). Coefficient de la fourchette de participation [25,100%] avec l'écart-type de White 0,794 (0,405).
McConnell et Servaes (1990)	Q de Tobin	Toutes les régressions des auteurs trouvent une relation positive entre le pourcentage d'actions des initiés et la valeur de la firme avec des coefficients variant de 1,1025 à 1,2626 (p-value = 0).
Hermalin et Weisbach (1991)	Q de Tobin	Coefficient de la fourchette de participation [0, 1 %] : 19,20 (t-stat = 1,66). Coefficient de la fourchette de participation [1, 5 %] : -6,55 (t-stat = 1,56). Coefficient de la fourchette de participation [5, 20 %] : 1,72 (t-stat = 1,40). Coefficient de la fourchette de participation [20, 100 %] : -1,01 (t-stat = 2,03).
Steiner (1996)	Q de Tobin	Coefficient de la diversification de la firme : -0,283 (p-value = 0,00). Coefficient de l'actionnariat des dirigeants et administrateurs : -0,022 (p-value = 0,00). Coefficient des détenteurs d'actions institutionnels : 0,004 (p-value = 0,02). Coefficient des détenteurs de blocs d'actions : -0,076 (p-value = 0,00).
Himmelberg, Hubbard et al. (1999)	Q de Tobin	Aucun résultat significatif.
Wruck (1988)	Rendement excédentaire des actions	Coefficient du pourcentage de changement dans la concentration de l'actionnariat après la vente de 0,009 (t-value = 5,15).
Cole et Mehran (1998)	Rendement excédentaire des actions	Coefficient de la variation de l'actionnariat du plus gros initié : 1,14 (t-stat = 3,03). Coefficient de la variation du régime d'actions des employés (variable muette) : 0,13 (t-stat = -1,82). Coefficient du rendement ajusté pré-expiration : -0,27 (t-stat = -1,94).
Eckbo et Smith (1998)	Rendement excédentaire des actions	Beaucoup de résultats qui rejettent l'hypothèse d'un retour anormal positif de la part des initiés.
Beiner, Drobetz et al. (2006)	Rendement excédentaire des actions	Le coefficient de la variable Stocksod est de 3,1241 avec une valeur p de 0,0068.
Kaserer et Moldenhauer (2007)	Rendement excédentaire des actions	Le coefficient de la variable MB_SB_FBM est de 79,110 (significatif à un seuil de 1 %). Une augmentation de 1 % dans l'actionnariat (MB_SB_FBM) augmente la mesure de performance de 0,79 %.

En résumé, les diverses conclusions de cette recension de textes de littérature financière se regroupent en 6 catégories :

- 1- l'augmentation du pourcentage de participation de la direction diminue la performance;
- 2- l'augmentation du pourcentage de participation de la direction augmente la performance;
- 3- l'augmentation du pourcentage de participation de la direction augmente la performance jusqu'à un certain niveau, puis la diminue par la suite;
- 4- l'augmentation du pourcentage de participation de la direction a une relation non monotone avec la performance;

- 5- il n'y a aucun effet du pourcentage de participation de la direction sur la performance;
- 6- il est impossible de conclure sur la relation entre le pourcentage de participation de la direction et la performance.

Ce mémoire aura pour objectifs de poursuivre sur les pistes de recherches développées par les auteurs mentionnés dans cette recension de textes. De plus, l'analyse du marché canadien permettra de donner une vision précise de notre marché en plus d'examiner s'il comporte des spécificités non retrouvées dans les études antérieures.

3. DONNÉES

La présente section a pour but de présenter la construction de la base de données ainsi que les variables qui ont été retenues pour les analyses subséquentes. Les sources de données utilisées sont Bloomberg, Factset et le site Web de Sedar. Bloomberg a été employé pour les variables concernant le rendement, la taille des actifs, le bêta, le ratio de dette et la classification par industrie. Factset et le site Web de Sedar ont, quant à eux, été utilisés afin de recueillir les renseignements concernant les initiés. Il est à noter qu'une des principales contributions de ce mémoire réside dans la construction de la base de données canadiennes; à notre connaissance, il n'en existe pas d'autre qui soit aussi complète que la nôtre. Il faut aussi noter que ce mémoire a été fait en partenariat avec une entreprise montréalaise (Montrusco Bolton) dans le cadre de la bourse Mitacs Accélération. Ce partenariat a permis la construction d'une meilleure base de données, mais a aussi mis certaines contraintes dans le choix des variables employées lors de cette recherche. La principale contrainte était le choix de la variable dépendante qui sera discuté à la section 3.2.

3.1 Vue d'ensemble de la base de données

Les données recueillies incluent toutes les entreprises cotées sur le TSX Composite du 31 décembre 2003 au 31 décembre 2011. Aux fins de cette analyse, les entreprises liées au secteur financier et aux compagnies d'assurance ont été exclues. Cette exclusion a été nécessaire pour plusieurs raisons. Tout d'abord, les banques et compagnies d'assurances ont des structures particulières qui font que, tel que mentionné par Fama et French (1992) dans leur article « *The Cross-Section of Expected Stock Returns* », le levier financier élevé de ces firmes modifie les résultats et peut venir fausser notre interprétation. Ces firmes ont un niveau de levier qui pourrait être considéré comme celui d'une entreprise en difficulté, si ce n'était du fait que la nature des activités des entreprises financières les force à avoir ce genre de structure. De plus, les entreprises

financières sont régies par la loi sur les banques et les lois sur les sociétés d'assurances qui interdisent à quiconque de détenir plus de 10 % de l'actionnariat, que ce soit seul ou agissant en groupe. Cette restriction viendrait donc fausser les résultats de l'analyse de l'effet du pourcentage de participation des initiés.

Pour les raisons ci-haut mentionnées, les banques et compagnies d'assurances seront exclues de l'analyse. La base de données inclut respectivement pour les années 2003 à 2006 : 213, 212, 268 et 266 firmes sur la période analysée. Seules les entreprises qui ont été listées à la bourse de Toronto et qui font partie du TSX Composite au courant de l'année entière en 2002 ont été retenues pour l'année de début de cette analyse. C'est-à-dire qu'une entreprise présente au 31 décembre 2002 se devait d'avoir des données disponibles pour l'année entière afin d'être incluse dans l'analyse. Le Tableau 3 permet d'avoir un bref aperçu de ce que contient la base de données :

Barrick Gold Corp (ABX CT Equity) 2012-12-31					
Directeur	Nombre d'actions ordinaires	Nombre d'actions classe B	Nombre d'actions différées	Total d'actions	Valeur totale
Howard L. Beck	169 144	0	38 384	207 528	\$7 265 555
William Birchall	395 220	0	4 081	399 301	\$13 979 528
Donald J. Carty	10 000	0	30 052	40 052	\$1 402 221
Gustavo Cisneros	0	0	38 022	38 022	\$1 331 150
Robert M. Franklin	35 958	0	16 410	52 368	\$1 833 404
J. Brett Harvey	5 500	0	16 677	22 177	\$776 417
Dambisa Moyo	0	0	4 546	4 546	\$159 155
Brian Mulroney	20 000	0	0	20 000	\$700 200
Anthony Munk	5 000	0	27 030	32 030	\$1 121 370
Nathaniel P. Rothschild	48 000	0	11 809	59 809	\$2 093 913
Steven J. Shapiro	3 000	0	18 777	21 777	\$762 413
Total	691 822	0	205 788	897 610	31 425 326

Un des aspects les plus importants de la base de données est la vérification manuelle des formulaires de direction qui a permis plusieurs apports vis-à-vis les bases de données d'autres études similaires. En effet, en vérifiant manuellement les circulaires ainsi que les bases de données de Bloomberg et Factset, il a été possible de prendre en note les divers actionnaires ainsi que les entreprises à numéro détenant des actions.

Une vérification a ensuite été effectuée afin de valider qui contrôlait ces firmes. Cette étape supplémentaire a donc ajouté plusieurs personnes initiées dans l'entreprise, ce qui n'aurait pas été le cas si on avait employé tout simplement les données fournies par les bases de données conventionnelles du marché canadien. De plus, les actions différées, c'est-à-dire celles détenues dans divers types de programmes de rémunération, et les actions de diverses classes (multivotantes par exemple) ont aussi été incluses, ce qui affecte considérablement le résultat. Il est donc possible de conclure en mentionnant que la construction de cette base de données est une première au Canada et constitue un apport non négligeable à la recherche sur l'effet de la détention d'actions de la part des initiés.

3.2 Choix de la variable dépendante

La variable dépendante retenue pour ce mémoire se trouve à être les rendements totaux (REND_TOT) excédentaires sur le TSX Composite, et ce, sur la période des trois années suivant la période de mesures des variables indépendantes. Le rendement excédentaire a été choisi, car l'entreprise en partenariat pour ce mémoire est une entreprise de gestion de portefeuilles. Montrusco Bolton voulait donc savoir si le rendement excédentaire était affecté par la participation des dirigeants dans leur entreprise. Le Q de Tobin n'intéressait pas Montrusco et cette mesure a donc été laissée de côté. Il est à noter que l'utilisation du Q de Tobin aurait pu être une alternative intéressante afin de comparer cette étude à celles déjà effectuées sur le marché américain. Rappelons aussi ce que nous avons déjà souligné dans la recension de textes : dans un marché dans lequel les investisseurs ont des anticipations rationnelles, on devrait s'attendre à ne voir aucune relation entre le rendement excédentaire réalisé et les actions détenues par les dirigeants de l'entreprise. En effet, dans ce cas, le marché tiendrait déjà compte de l'effet des actions détenues par les dirigeants dans le prix de l'action. Les seules occasions de rendements excédentaires devraient surgir immédiatement après une variation sensible et inattendue du pourcentage de participation des initiés. Le choix de notre variable dépendante représente donc une limite de cette étude, car nous testons conjointement l'effet de la

participation des initiés et l'efficacité des marchés. Les résultats seront à interpréter avec prudence.

3.3 Difficultés dans la construction de la base de données

Un des plus grands défis lors de la construction de la base de données est sans aucun doute la quantité de circulaires de directions qui ont dû être vérifiées manuellement. En effet, les bases de données telles que Bloomberg et Factset se caractérisent par des données manquantes, ce qui rendait l'analyse impossible à accomplir. Il est à noter que le phénomène des valeurs manquantes affecte uniquement le marché canadien et qu'une étude sur le marché américain aurait été beaucoup plus simple à réaliser. Plusieurs entreprises étaient absentes ou présentaient des données erronées, ce qui aurait rendu l'analyse plutôt insignifiante, car une mauvaise base de données implique forcément des résultats qui ne peuvent pas porter à une grande interprétation. Une vérification manuelle de près de 2 500 circulaires de direction, publiées par la direction des entreprises sur le site de Sedar, a dû être effectuée afin de combler toutes les valeurs manquantes concernant les pourcentages de participation de la direction au capital-actions des entreprises. De plus, les bases de données disponibles actuellement avaient toutes un biais de survivants, c'est-à-dire qu'elles ne tenaient pas compte des compagnies entrées et sorties au cours de la période. Une des tâches considérable accomplie lors de la réalisation de ce mémoire est donc la construction d'une base de données impeccable en termes de contenu. La base de données utilisée pour ce mémoire représente donc fidèlement la réalité du marché financier.

La base de données a été construite en réunissant plusieurs données de façon manuelle. Il a fallu procéder de la manière suivante :

- compiler les données sur le pourcentage de participation des initiés dans l'entreprise (variable PARTICIPATION) à l'aide des circulaires de direction sur le site de Sedar;
- calculer la variable BETA de la manière qui était appropriée pour cette étude en collectant les données de Bloomberg et Factset;

- compiler les données concernant la taille des actifs (variable LN_ACTIFS) et aller vérifier manuellement dans les états financiers lorsque la donnée n'était pas rapportée dans Bloomberg ou Factset (environ 10 % des données manquantes);
- compiler le restant des variables à l'aide d'une combinaison de Bloomberg et Factset afin d'avoir toutes les autres données nécessaires aux analyses.

La base de données finale comprend donc 8 ans de données sans informations manquantes sur toutes les variables énumérées et définies dans la section suivante. Ce travail a pris beaucoup de temps, mais permet d'effectuer une analyse de qualité.

3.4 Définition des variables

La variable la plus importante à définir est le pourcentage de participation des initiés dans l'entreprise (PARTICIPATION). La définition employée dans cette étude diffère légèrement de celle généralement acceptée dans les publications financières, puisque la nôtre est beaucoup moins restrictive. La définition traditionnelle inclut généralement seulement la participation des membres de la direction en actions telle que directement mentionnée dans le rapport annuel. Notre définition de la participation inclut la participation des personnes physiques ou morales suivantes : les membres de la direction, les membres du conseil d'administration, les membres de la famille de la direction et du conseil d'administration, les entreprises dirigées conjointement avec d'autres membres d'entreprises publiques ou privées ayant accès à de l'information et les membres siégeant aux conseils d'administration d'autres entreprises avec des initiés. Les types de titres détenus par les initiés et inclus dans notre analyse sont les suivants : les actions ordinaires, les actions multivotantes, les actions privilégiées et les actions différées. De plus, la variable PARTICIPATION comprend toujours une moyenne de trois années d'observations. Le pourcentage de participation des initiés dans l'entreprise représente l'agrégat de toutes les actions détenues par les personnes et groupes mentionnés auparavant. Tous les types d'actions ont été considérés selon leurs valeurs financières en pourcentage des actions en circulation. Il faut ajouter que pour

des raisons de simplification de la base de données, les entreprises ayant moins de cinq pourcent de participation des initiés étaient très nombreuses et il a donc fallu mettre 0 % pour les entreprises ayant une certaine participation, mais qui était très faible (inférieure à 1 %). Cette simplification ne change en rien les résultats de cette étude, mais elle a tout simplement permis d'économiser beaucoup de temps en termes d'entrées manuelles de données.

Pour vérifier si une relation non linéaire existe entre le pourcentage de participation des initiés et le rendement moyen excédentaire, la variable $PARTICIPATION^2$ a été introduite. Afin de vérifier si la variation dans le pourcentage d'actionnariat à travers le temps a aussi une influence, la variable variation dans le pourcentage de participation des initiés sur une période de 3 ans a été ajoutée ($VARIATION_PARTICIPATION$). Il est ainsi possible de valider si un changement dans le niveau d'actionnariat a en effet une influence sur le rendement.

Pour faire suite à l'analyse de Morck, Shleifer et Vishny (1988), trois variables indicatrices sont ajoutées afin de valider si une fourchette de participation particulière pourrait avoir une influence sur le rendement de l'action. Les variables indicatrices sont les trois fourchettes de participations suivantes : [0; 5 %[, [5 %; 25 %[et [25 %; 100 %]. Ces fourchettes correspondent aux variables suivantes dans l'analyse : $PARTICIPATION_0_5$, $PARTICIPATION_5_25$, $PARTICIPATION_25_100$. La variable LN_ACTIFS est ajoutée afin de tenir compte du fait que le pourcentage de participation des initiés n'est pas aussi répandu dans les grandes entreprises, et ce, tel que mentionné par Graham et Harvey (2001).

La variable $BETA$ est ajoutée afin de vérifier le rôle du risque pris par l'entreprise comparativement au marché. Il est à noter que, tel que mentionné dans les précédentes sections, si le marché est rationnel et si le MÉDAF est un modèle approprié, alors cette variable ne devrait avoir aucun effet explicatif. Cette variable permet de quantifier le risque de marché d'une firme et est mesurée par le coefficient d'une régression du rendement de l'action par rapport au rendement du marché. Le bêta est calculé à l'aide

des rendements hebdomadaires des 104 semaines précédentes. Une fois celui-ci calculé pour chaque année, une moyenne sur 3 ans est effectuée pour obtenir cette variable. Le ratio d'endettement (RATIO_ENDETTEMENT) est employé, quant à lui, afin de montrer l'effet des charges d'intérêt et des remboursements de capitaux sur la façon d'agir de la direction, et ce, tel que décrit par Demsetz et Villalonga (2001). On l'obtient directement de Bloomberg qui le calcule en divisant la dette totale par la capitalisation boursière de l'entreprise.

En ce qui concerne les variables employées dans la section des effets fixes, celles-ci sont principalement des manipulations des autres variables présentées auparavant. Toutes les variables analysées dans cette section nécessitent des manipulations qui comprennent, entre autres, de retirer la moyenne à chacune des variables. Ce faisant, les variables suivies du terme MOYENNE sont tout simplement des variables où la moyenne arithmétique de la variable dans l'échantillon est employée. De plus, les variables indicatrices pour chacune des années et entreprises sont ajoutées, ce qui correspond à une variable égale à 1 si on est dans l'année ou l'entreprise en question et zéro autrement.

Finalement, pour ce qui est de la performance, celle-ci est mesurée à l'aide des rendements totaux (REND_TOT) excédentaires sur le TSX Composite, et ce, sur la période des trois années suivant la période de mesures des variables indépendantes. Cette période de trois années a été choisie, puisque c'est une durée considérée comme étant assez longue pour que l'effet du pourcentage de participation des initiés ait amplement le temps de se refléter dans le prix des actions. Toutes les variables sont résumées dans le Tableau 4 :

Tableau 4: Définition des variables

Code de la variable	Description
REND_TOT	Rendements totaux (excédentaires par rapport au TSX Composite) sur les trois années des actions incluant les ajustements pour dividendes, fractionnement et autres ajustements inclus dans la fonction DPDF de Bloomberg.
PARTICIPATION	Pourcentage de participation (moyenne de trois années) de toutes les personnes faisant partie d'un ou plusieurs des groupes suivants : les membres de la direction, les membres du conseil d'administration, les membres de la famille de la direction et du conseil d'administration, les entreprises dirigées conjointement avec d'autres membres d'entreprises publiques ou privées ayant accès à de l'information et les membres siégeant sur les conseils d'administration d'autres entreprises avec des initiés.
PARTICIPATION^2	Variable participation élevée au carré.
LN_ACTIFS	Taille de la compagnie telle que mesurée par le logarithme naturel des actifs totaux sur une moyenne de trois années.
BETA	Variable mesurant le risque de marché d'une firme, telle que mesurée par le coefficient d'une régression du rendement de l'action par rapport au marché. Le bêta est calculé à l'aide des rendements hebdomadaires des 104 semaines précédentes. Une fois celui-ci calculé pour chaque année, une moyenne sur trois ans est effectuée pour obtenir cette variable.
RATIO_ENDETTEMENT	Dettes totales divisées par la capitalisation boursière de l'entreprise, et ce, sur une moyenne de trois années.
VARIATION_PARTICIPATION	Variation dans le pourcentage de participation des initiés sur une période de trois années.
PARTICIPATION_0_5	Variable muette indiquant 1 si la participation des initiés est entre 0 % et 5 % sur une moyenne de trois années et 0 autrement.
PARTICIPATION_5_25	Variable muette indiquant 1 si la participation des initiés est entre 5 % et 25 % sur une moyenne de trois années et 0 autrement.
PARTICIPATION_25_100	Variable muette indiquant 1 si la participation des initiés est entre 25 % et 100 % sur une moyenne de trois années et 0 autrement.
MATÉRIAUX_BASE	Variable muette indiquant 1 si l'entreprise fait partie des matériaux de base et 0 autrement.
COMMUNICATION	Variable muette indiquant 1 si l'entreprise fait partie de l'industrie des communications et 0 autrement.
CONSOMMATION_CYC	Variable muette indiquant 1 si l'entreprise fait partie de l'industrie de consommation cyclique et 0 autrement.
CONSOMMATION_NON_CYC	Variable muette indiquant 1 si l'entreprise fait partie de l'industrie de consommation non cyclique et 0 autrement.
DIVERSIFIÉE	Variable muette indiquant 1 si l'entreprise fait partie de l'industrie diversifiée et 0 autrement.
ÉNERGIE	Variable muette indiquant 1 si l'entreprise fait partie de l'industrie énergie et 0 autrement.
FINANCIÈRE	Variable muette indiquant 1 si l'entreprise fait partie de l'industrie financière et 0 autrement.
INDUSTRIELLE	Variable muette indiquant 1 si l'entreprise fait partie de l'industrie industrielle et 0 autrement.
TECHNOLOGIE	Variable muette indiquant 1 si l'entreprise fait partie de l'industrie technologie et 0 autrement.
UTILITÉS	Variable muette indiquant 1 si l'entreprise fait partie de l'industrie utilités et 0 autrement.

*Il est à noter que les variables non mentionnées qui contiennent _MOYENNE sont tout simplement les moyennes sur la période étudiée et que les variables indicatrices qui ne sont pas incluses dans ce tableau prennent les valeurs 1 ou 0 dépendamment si elles sont incluses ou non.

3.5 Statistiques descriptives de l'échantillon

Pour les fins de cette analyse, il faut noter que plusieurs entreprises ont dû être exclues en raison du manque d'informations disponibles pour effectuer les régressions à l'aide

du modèle des moindres carrés ordinaires. Pour les années de 2003 à 2006 : 105, 107, 119 et 102 entreprises ont été exclues. Lorsque la variable participation est observée, il est possible de constater que, pour 2003 par exemple, le pourcentage de participation moyen, soit 12,3 %, est comparable à celui de Morck et al. (1998) qui est de 10,6 % pour les firmes américaines. Par contre, cette valeur diffère des études effectuées en Suisse par Schmid (2003, p. 39) qui obtient 17,3 % de pourcentage moyen pour la participation des initiés et de celles effectuées en Allemagne par Kaserer et Moldenhauer (2007) qui obtiennent 29 % pour la même donnée. Il est à noter que plusieurs règlements et lois mis en place sur les marchés canadien et américain, tels que les lois sur les banques et compagnies d'assurances proscrivent la possession de plus de 10 pourcent des actions d'une entreprise du secteur bancaire. En raison des lois canadiennes mises en place, les banques et compagnie d'assurances ont été exclues de cette analyse. Ces entreprises pourraient par contre expliquer la divergence entre les marchés nord-américains et ceux du reste du monde.

La médiane pour toutes les années étudiées est de 0, ce qui indique que la majorité des entreprises dans nos échantillons a peu d'initiés ayant un pourcentage de l'actionnariat significatif dans l'entreprise. De plus, aucune entreprise cotée sur le TSX Composite ne possède de concentration de l'actionnariat supérieur à 75 %, et ce, pour toutes les années retenues dans cette analyse. Finalement, il est possible de constater que le ratio d'endettement moyen augmente considérablement pour le panel de 2006. Le reste des statistiques descriptives est résumé dans le Tableau 5 :

Tableau 5: Statistiques descriptives 2003 à 2006

Variables	N	Moyenne	Médiane	Écart-type	Minimum	Maximum
Panel 2003: 213 entreprises						
REND_TOT	108	-0,041	-0,043	0,275	-0,614	1,927
PARTICIPATION	108	0,123	0,000	0,184	0,000	0,733
PARTICIPATION^2	108	0,049	0,000	0,106	0,000	0,538
LN_ACTIFS	108	7,723	7,655	1,622	4,302	12,025
BETA	108	0,774	0,697	0,540	0,021	3,234
RATIO_ENDETTEMENT	108	0,381	0,220	0,484	0,000	3,631
VARIATION_PARTICIPATION	108	0,011	0,000	0,055	-0,122	0,292
Panel 2004: 212 entreprises						
REND_TOT	105	0,112	-0,010	0,716	-0,788	6,684
PARTICIPATION	105	0,131	0,000	0,192	0,000	0,748
PARTICIPATION^2	105	0,054	0,000	0,112	0,000	0,560
LN_ACTIFS	105	7,936	7,956	1,549	4,444	12,119
BETA	105	0,844	0,793	0,426	0,125	2,293
RATIO_ENDETTEMENT	105	0,356	0,226	0,433	0,000	3,057
VARIATION_PARTICIPATION	105	0,004	0,000	0,057	-0,241	0,293
Panel 2005: 268 entreprises						
REND_TOT	149	0,109	0,035	0,595	-0,519	6,700
PARTICIPATION	149	0,093	0,000	0,164	0,000	0,748
PARTICIPATION^2	149	0,036	0,000	0,092	0,000	0,559
LN_ACTIFS	149	7,815	7,466	1,344	4,450	12,195
BETA	149	0,812	0,678	0,462	0,075	2,020
RATIO_ENDETTEMENT	149	0,373	0,251	0,396	0,000	2,364
VARIATION_PARTICIPATION	149	-0,007	0,000	0,045	-0,245	0,180
Panel 2006: 266 entreprises						
REND_TOT	164	0,153	0,046	0,690	-0,638	6,776
PARTICIPATION	164	0,085	0,000	0,151	0,000	0,741
PARTICIPATION^2	164	0,031	0,000	0,081	0,000	0,548
LN_ACTIFS	164	7,887	7,649	1,403	4,082	12,248
BETA	164	0,977	0,806	0,560	0,098	2,252
RATIO_ENDETTEMENT	164	0,669	0,311	1,365	0,000	13,142
VARIATION_PARTICIPATION	164	0,000	0,000	0,060	-0,572	0,237

3.6 Limite de l'étude liée aux données

En principe, il aurait fallu inclure plusieurs variables de contrôle supplémentaires telles que celles identifiées par Fama et Fench (1992) dans leur modèle à trois facteurs. Il est bien connu que le bêta du CAPM n'est pas une mesure suffisante pour expliquer la rentabilité de actions. Ce faisant, la relation des modèles de ce mémoire qui ne corrige pas l'endogénéité peut inclure un biais de variables omises. La raison pour laquelle certaines variables additionnelles n'ont pas été incluses est tout simplement par

contrainte de temps, puisque plusieurs de ces données nécessitaient une entrée manuelle de valeurs, ce qui aurait rajouté un temps jugé trop important pour effectuer ce mémoire.

4. MÉTHODOLOGIE

La présente section a pour but de décrire les méthodes employées pour valider la question initiale du mémoire soit : Le pourcentage de participation de l'équipe de direction au capital-actions d'une société a-t-il une influence significative sur sa performance en bourse? Plusieurs études ont déjà tenté de démystifier cette question, mais aucune auparavant n'avait porté autant d'attention à la construction de la base de données. Le temps requis pour la construction de cette base de données a été si long que seules quelques méthodes d'analyses seront utilisées. Les pistes d'ouvertures de recherches seront fournies afin de permettre une analyse plus approfondie lors d'une thèse de doctorat ou bien pour une continuation de cette recherche de la part d'autres chercheurs.

4.1 Matrice de corrélation de Pearson

Pour débiter, une analyse de la matrice de corrélation de Pearson est effectuée afin de déterminer si les résultats pourraient, entre autres, être altérés par un problème de multicollinéarité. En effet, une corrélation trop élevée entre certaines variables pourrait indiquer la présence de ce problème. Lorsque la multicollinéarité est présente, il est impossible d'inverser la matrice $X^T X$, car celle-ci n'est pas de plein rang. Le rang pose problème lors de l'inversion, car dans le calcul du déterminant une matrice qui n'est pas de plein rang aura zéro comme déterminant et sera donc impossible à inverser. Puisque l'inversion ne peut s'effectuer, il devient impossible de calculer les coefficients dans un modèle de moindres carrés ordinaires. Deux résultats sont possibles en présence de multicollinéarité : soit la matrice ne pourra être inversée et il sera impossible d'obtenir des coefficients dans notre modèle, soit un algorithme pourrait obtenir une valeur qui serait dans ce cas particulièrement imprécise. L'analyse de la matrice de corrélation de Pearson permet donc de valider la relation entre les diverses variables des modèles qui seront employés.

4.2 Moindres carrés ordinaires

La méthode des moindres carrés ordinaires consiste à solutionner le problème de minimisation défini par l'équation suivante :

$$\text{Min } \| y - X\beta \|^2, \text{ où } \| \| \text{ représente la distance euclidienne.}$$
$$\beta$$

Les conditions de premier ordre sous forme matricielle donnent :

$$-2X'(y - X\beta).$$

Il faut ensuite égaliser l'équation à zéro et résoudre afin d'obtenir l'estimateur :

$$\beta \text{ estimé} = (X'X)^{-1}X'y$$

Si les quatre hypothèses suivantes sont vérifiées, il est possible de conclure que l'estimateur obtenu à l'aide des MCO est le meilleur estimateur linéaire non biaisé à variance minimale :

- 1- les colonnes de la matrice X sont linéairement indépendantes;
- 2- l'espérance du terme d'erreur étant donné X est égale à zéro;
- 3- $E[\varepsilon_i^2 X'X] = \sigma^2 E[X'X]$ où $\sigma^2 \equiv E[\varepsilon_i^2]$;
- 4- $y_i \sim N(X_i\beta, \sigma^2)$.

Les hypothèses 1 à 3 permettent l'utilisation du théorème de Gauss-Markov. L'hypothèse 3 permet l'utilisation du théorème central limite. De plus, l'hypothèse 4 soit l'homoscédasticité est requise pour avoir l'estimateur à variance minimale. Par contre, l'estimateur reste tout de même non biaisé si on laisse tomber cette hypothèse, ce qui garde le modèle valide. La méthode d'estimation des coefficients à l'aide des moindres carrés ordinaires est une des méthodes les plus souvent utilisées et, puisqu'elle est fiable et efficiente, elle a été retenue comme procédé principal dans l'analyse.

4.3 Moindres carrés ordinaires et variables indicatrices

Afin de valider plusieurs hypothèses émises par d'autres auteurs, un ajout de tests avec diverses variables indicatrices incluses sera effectué. La première hypothèse est avancée par Morck, Shleifer et Vishny (1988) et consiste en l'ajout d'une fourchette de participation ayant une plus grande influence sur la performance de l'entreprise, et ce, telle que mesurée par le Q de Tobin. Pour valider cette hypothèse, le modèle des moindres carrés ordinaires est réévalué avec trois fourchettes de participation, soit [0; 5 %], [5 %; 25 %] et [25 %; 100 %]. L'utilisation de ces trois variables indicatrices implique par contre un problème au niveau de la multicollinéarité. En effet, des variables indicatrices englobant tout l'échantillon se retrouvent à pouvoir exprimer de manière parfaite la constante. Une méthode employée pour corriger ce problème consiste à enlever la constante. Par contre, l'hypothèse 2 des moindres carrés ordinaires peut ne pas être respectée : l'espérance du terme d'erreur étant donné X n'est égale à zéro que si l'on inclut une constante. Cette pratique peut compromettre l'utilisation du théorème de Gauss-Markov. Il s'agit donc d'une correction qui peut impliquer d'autres erreurs. Par contre, elle est tout de même retenue, car il s'agit du meilleur modèle pouvant être estimé pour le moment.

Par la suite, une autre régression à l'aide de variables indicatrices représentant les industries dans lesquelles les entreprises se retrouvent sera effectuée. Cela permettra de valider si certaines industries sont plus représentatives quant à la relation entre le pourcentage de participation des initiés et la performance des entreprises dans le marché boursier. Il faut par contre prendre en compte le fait que puisque l'échantillon est restreint, il y aura peu d'observations dans chacun des secteurs. La classification retenue est celle de Bloomberg qui se divise en dix secteurs regroupant toutes les entreprises soit : utilité, industriel, technologie, financier, énergie, diversifié, consommation cyclique, consommation non cyclique, communication et matériaux de base. Cette analyse à l'aide de la classification entre les diverses industries permet de valider les hypothèses avancées sur le sujet par Morck, Shleifer et Vishny (1988).

4.4 Moindres carrés ordinaires, données de panels et effets fixes

Afin de corriger le problème d'endogénéité, c'est-à-dire le problème de corrélation entre un paramètre et le terme d'erreur, la méthode de régression à l'aide d'effets fixes sera employée. Comment cette méthode peut-elle, quand les bonnes conditions sont réunies, corriger le problème? Considérons, par exemple, l'habileté innée des dirigeants de chacune des entreprises comme un effet fixe à travers le temps. En se faisant, le modèle à effets fixes permet d'éliminer la variable constante à travers le temps, tel que démontré dans l'équation suivante où α_i représente l'effet que l'on ne peut pas observer et qui demeure constant à travers le temps :

$$y_{it} - \bar{y}_i = (X_{it} - \bar{X}_i)\beta + (\alpha_i - \bar{\alpha}_i) + (\mu_{it} - \bar{\mu}_i)$$

où

y_{it} : Variable dépendante observée pour l'individu i au temps t .

\bar{y}_i : Moyenne de la variable y_{it} .

X_{it} : Variable indépendante pour l'individu i au temps t .

\bar{X}_i : Moyenne de la variable X_{it} .

β : Coefficient de la variable indépendante.

α_i : Effet fixe dans le temps.

$\bar{\alpha}_i$: Moyenne de la variable α_i .

μ_{it} : Terme d'erreur.

$\bar{\mu}_i$: Moyenne de la variable μ_{it} .

Il est possible de constater dans cette formule que la méthode à effets fixes permet de corriger le problème, puisque les variables α_i et $\bar{\alpha}_i$ ont la même valeur et s'annulent dans ce modèle. Il est à noter que la méthode d'effets fixes où l'on soustrait la moyenne est une des deux méthodes à effets fixes. En effet, une autre méthode donnant le même résultat serait tout simplement d'utiliser un modèle des moindres carrés avec variables indicatrices correspondant aux vecteurs colonnes de e dans l'équation suivante :

$$y_{i(T,1)} = e_{(T,1)}\alpha_i + \bar{X}_{i(T,K)}\beta_{(K,1)} + \varepsilon_{i(T,1)} \text{ pour toutes valeurs de } i = 1, \dots, N$$

Les deux méthodes conduisent aux mêmes résultats et seront toutes deux employées dans la section résultats. Il faut cependant prendre en considération quelques limites du modèle. Tout d'abord, une hypothèse non négligeable de ce modèle est le fait qu'il faut une variation intragroupe relativement significative pour pouvoir utiliser le modèle des effets fixes en centrant à l'aide de la moyenne; c'est-à-dire qu'il faut qu'il y ait des différences entre les variables et leurs moyennes respectives. Une autre limitation de ce modèle est l'utilisation des variables indicatrices invariantes vis-à-vis le temps. En effet, prenons par exemple la variable PARTICIPATION_0_5, cette variable indicatrice prend la valeur 1 si la participation se situe dans la fourchette et la valeur 0 sinon. Si une entreprise en particulier reste toujours dans la même fourchette de participation, ce qui est généralement le cas puisque les fourchettes de participation sont assez larges, alors la moyenne de cette variable sera 1 et chacune des observations prendra la valeur 1. De ce fait, puisque l'on soustrait à chacune des observations sa moyenne, les variables indicatrices invariantes vis-à-vis le temps sont éliminées. Il faut donc, dans le cas de ces variables, employer des modèles à effets aléatoires qui ont d'autres types de limitations. Pour les fins de cette étude, ces autres types de modèles ne seront pas analysés, même s'il serait intéressant de comparer ces différents types de modèles économétriques. Pour conclure sur cette section, deux types d'effets fixes seront utilisés, soit les effets fixes par année et les effets fixes par entreprise. Ces effets fixes permettent d'identifier respectivement si quelque chose de propre à une année en particulier ou bien à une entreprise spécifique pourrait influencer le rendement excédentaire sur le TSX Composite. Par exemple, une année en particulier pourrait être influencée par l'endroit où l'on se situe dans le cycle économique. Une entreprise, quant à elle, pourrait être influencée par le niveau de croissance intrinsèque à celle-ci sur la période étudiée. Les régressions à effets fixes permettront donc d'identifier si des effets propres à une période ou bien à une entreprise ont influencé le rendement excédentaire sur le TSX Composite.

5. RÉSULTATS EMPIRIQUES

La présente section a pour but de décrire les divers résultats obtenus lors des régressions et autres analyses décrites dans la section sur la méthodologie. La première partie mettra l'accent sur l'analyse de la corrélation entre les diverses variables employées. Ensuite, plusieurs régressions employant les moindres carrés ordinaires seront vérifiées. Finalement, diverses autres régressions seront effectuées pour valider si l'ajout de certaines variables indicatrices vient modifier les résultats. Le code Matlab employé pour le calcul de la matrice de corrélation et des régressions est disponible à l'Annexe A.

5.1 Matrice de corrélation de Pearson

En examinant la matrice de corrélation de Pearson du Tableau 3, il est possible de constater que la multicolinéarité n'est pas présente de manière significative, à l'exclusion des variables PARTICIPATION et PARTICIPATION². Ces variables sont d'ailleurs traitées en incluant une seule variable par régression ou bien les deux en même temps pour regarder l'effet de chacune d'entre elles. Le Tableau 6 de corrélation de Pearson permet de constater que peu de variables sont significativement corrélées à un seuil de 99 %. La présentation des résultats s'effectuera à la page suivante :

Tableau 6: Matrice de corrélation de Pearson

2003		REND_TOT	PARTICIPATION	LN_ACTIFS	BETA	RATIO_ENDETTEMENT	Pvalue
REND_TOT							
PARTICIPATION	-0,1152						0,23527838
LN_ACTIFS	-0,0774	0,9405*					0,42564111 1,6436E-51
BETA	0,1347	0,2048**	0,2748*				0,16461989 0,03347282 0,00399963
RATIO_ENDETTEMENT	0,2623*	-0,2147**	-0,1836***	-0,0083			0,06009478 0,02567015 0,0571921 0,93172392
VARIATION_PARTICIPATION	-0,0044	0,1522	0,0459	0,3987*	-0,0657		0,96426226 0,11582914 0,63721003 1,9257E-05 0,49927085
	0,0378	0,1110	0,0927	-0,1070	0,0072	-0,0904	0,6975005 0,25381819 0,33999849 0,27022548 0,94086603 0,35209941
2004		REND_TOT	PARTICIPATION	LN_ACTIFS	BETA	RATIO_ENDETTEMENT	Pvalue
REND_TOT							
PARTICIPATION	-0,0923						0,34892846
LN_ACTIFS	-0,0832	0,9453*					0,39861149 6,1538E-52
BETA	-0,1427	0,2347**	0,3161*				0,14638956 0,01593631 0,00102119
RATIO_ENDETTEMENT	0,0487	-0,2746*	-0,2222**	-0,1563			0,62143263 0,00458306 0,02273094 0,11126092
VARIATION_PARTICIPATION	-0,1111	0,1503	0,0655	0,3364*	-0,1904***		0,25906575 0,12595209 0,50683861 0,00045087 0,05173408
	0,0176	0,0456	0,0215	-0,0628	-0,0126	0,0241	0,85818902 0,64389022 0,82755678 0,52442128 0,89880115 0,80755334
2005		REND_TOT	PARTICIPATION	LN_ACTIFS	BETA	RATIO_ENDETTEMENT	Pvalue
REND_TOT							
PARTICIPATION	-0,0232						0,77869323
LN_ACTIFS	-0,0312	0,9328*					0,70533398 5,1647E-67
BETA	-0,1002	0,2887*	0,3599*	-0,0749			0,23297129 0,00035623 6,5382E-06
RATIO_ENDETTEMENT	0,0938	-0,1719**	-0,1280	0,2675*	-0,4576**		0,2550542 0,03600895 0,11973449 0,36418792
VARIATION_PARTICIPATION	-0,0527	0,1472***	0,0699	0,0537	0,0325	0,0397	0,52309168 0,07314201 0,39709423 0,00097354 4,4507E-09
	-0,0399	-0,2187*	-0,1684**	0,0537	0,0325	0,0397	0,62877284 0,00737896 0,04001734 0,51539284 0,69434401 0,63109517
2006		REND_TOT	PARTICIPATION	LN_ACTIFS	BETA	RATIO_ENDETTEMENT	Pvalue
REND_TOT							
PARTICIPATION	0,0212						0,78730277
LN_ACTIFS	-0,0126	0,9239*					0,87282231 1,822E-69
BETA	-0,1426***	0,2323*	0,3153*	-0,1393			0,06844103 0,00276119 3,9067E-05
RATIO_ENDETTEMENT	0,0629	-0,2099*	-0,1640**	0,0553	-0,2030*		0,42356924 0,00698879 0,03591446 0,07516751
VARIATION_PARTICIPATION	0,4239*	0,0850	0,0090	0,0553	-0,2030*	0,0350	1,5452E-08 0,27941385 0,90871068 0,48197205 0,00912175
	-0,0155	-0,0861	-0,1259	-0,0351	-0,0508	0,0350	0,84419096 0,27782191 0,10826611 0,655558785 0,51821792 0,65668686

* Statistiquement significatif à un seuil de 99 %

** Statistiquement significatif à un seuil de 95 %

*** Statistiquement significatif à un seuil de 90 %

5.2 Moindres carrés ordinaires

5.2.1 Régression de base

La première régression estime les coefficients à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires dans l'équation suivante :

$$y = \beta_0 + \beta_1 \text{ PARTICIPATION} + \beta_2 \text{ LN_ACTIFS} + \beta_3 \text{ BETA} + \beta_4 \text{ RATIO_ENDETTEMENT} + \beta_5 \text{ VARIATION_PARTICIPATION} + \varepsilon$$

où

y : Rendement excédentaire par rapport au TSX Composite.

ε : Terme d'erreur.

β_0 : Constante correspondant à l'ordonnée à l'origine.

Le Tableau 7 présente les résultats de la régression :

Tableau 7: Régression de base				
2003 (n=108)	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
ORDONNÉE À L'ORIGINE	-0,3466	0,1354	-2,5600	0,0119
PARTICIPATION	-0,1524	0,1491	-1,0224	0,3090
LN_ACTIFS	0,0305	0,0177	1,7236	0,0878
BETA	0,1217	0,0491	2,4796	0,0148
RATIO_ENDETTEMENT	-0,0223	0,0585	-0,3804	0,7045
VARIATION_PARTICIPATION	0,3178	0,4812	0,6604	0,5105
R ²	0,1012			
R ² AJUSTÉ	0,0571			
2004 (n=105)	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
ORDONNÉE À L'ORIGINE	0,5584	0,4238	1,3178	0,1906
PARTICIPATION	-0,2125	0,3922	-0,5419	0,5891
LN_ACTIFS	-0,0486	0,0498	-0,9758	0,3315
BETA	0,0069	0,1757	0,0391	0,9689
RATIO_ENDETTEMENT	-0,1103	0,1762	-0,6260	0,5327
VARIATION_PARTICIPATION	0,1928	1,2545	0,1537	0,8782
R ²	0,0282			
R ² AJUSTÉ	-0,0209			
2005 (n=149)	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
ORDONNÉE À L'ORIGINE	0,3321	0,3156	1,0524	0,2944
PARTICIPATION	0,0425	0,3273	0,1298	0,8969
LN_ACTIFS	-0,0439	0,0398	-1,1034	0,2717
BETA	0,1260	0,1211	1,0400	0,3001
RATIO_ENDETTEMENT	0,0276	0,1451	0,1899	0,8497
VARIATION_PARTICIPATION	-0,4777	1,1384	-0,4196	0,6754
R ²	0,0193			
R ² AJUSTÉ	-0,0150			
2006 (n=164)	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
ORDONNÉE À L'ORIGINE	0,4287	0,3043	1,4088	0,1609
PARTICIPATION	0,2145	0,3350	0,6404	0,5228
LN_ACTIFS	-0,0787	0,0355	-2,2148	0,0282
BETA	0,1753	0,0903	1,9413	0,0540
RATIO_ENDETTEMENT	0,2317	0,0361	6,4115	0,0000
VARIATION_PARTICIPATION	-0,2949	0,8040	-0,3668	0,7142
R ²	0,2276			
R ² AJUSTÉ	0,2031			

Peu de conclusions peuvent être tirées de ce tableau, puisque seuls deux coefficients sont statistiquement significatifs à un seuil de 5 %. Le BETA en 2003 a un coefficient de 0,1217 et une valeur p de 0,0148, ce qui permet de dire que la variable BETA influence positivement le rendement dans cette régression. De plus, la variable RATIO_ENDETTEMENT en 2006 a un coefficient de 0,2317 et une valeur p de

0,0000, ce qui indique qu'un ratio d'endettement plus élevé avait une influence positive sur le rendement excédentaire de cette période. Le seul R^2 ajusté valant la peine d'être mentionné est celui de 2006, puisqu'il a une valeur de 0,2031. Cela signifie que 20,31 % de la variabilité peut être expliqué par le modèle.

5.2.2 Régression avec la participation au carré

Cette régression estime les coefficients à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires en ajoutant la participation au carré dans l'équation suivante :

$$y = \beta_0 + \beta_1 \text{PARTICIPATION} + \beta_2 \text{PARTICIPATION}^2 + \beta_3 \text{LN_ACTIFS} + \beta_4 \text{BETA} + \beta_5 \text{RATIO_ENDETTEMENT} + \beta_6 \text{VARIATION_PARTICIPATION} + \varepsilon$$

où

y : Rendement excédentaire par rapport au TSX Composite.

ε : Terme d'erreur.

β_0 : Constante correspondant à l'ordonnée à l'origine.

Le Tableau 8 présente les résultats de la régression :

Tableau 8: Régression avec la participation au carré				
2003 (n=108)	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
ORDONNÉE À L'ORIGINE	-0,3268	0,1504	-2,1730	0,0321
PARTICIPATION	-0,2897	0,4700	-0,6164	0,5390
PARTICIPATION ²	0,2533	0,8222	0,3081	0,7586
LN_ACTIFS	0,0281	0,0194	1,4519	0,1496
BETA	0,1213	0,0493	2,4586	0,0157
RATIO_ENDETTEMENT	-0,0137	0,0650	-0,2106	0,8336
VARIATION_PARTICIPATION	0,3227	0,4836	0,6674	0,5061
R ²	0,1020			
R ² AJUSTÉ	0,0487			
2004 (n=105)	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
ORDONNÉE À L'ORIGINE	0,6241	0,4740	1,3167	0,1910
PARTICIPATION	-0,5935	1,2718	-0,4667	0,6418
PARTICIPATION ²	0,6936	2,2017	0,3151	0,7534
LN_ACTIFS	-0,0556	0,0548	-1,0156	0,3123
BETA	0,0003	0,1777	0,0019	0,9985
RATIO_ENDETTEMENT	-0,0895	0,1890	-0,4735	0,6369
VARIATION_PARTICIPATION	0,2057	1,2610	0,1632	0,8707
R ²	0,0292			
R ² AJUSTÉ	-0,0303			
2005 (n=149)	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
ORDONNÉE À L'ORIGINE	0,3274	0,3338	0,9810	0,3283
PARTICIPATION	0,0796	0,8916	0,0893	0,9290
PARTICIPATION ²	-0,0722	1,6134	-0,0448	0,9644
LN_ACTIFS	-0,0433	0,0421	-1,0298	0,3049
BETA	0,1258	0,1216	1,0350	0,3024
RATIO_ENDETTEMENT	0,0258	0,1506	0,1715	0,8641
VARIATION_PARTICIPATION	-0,4733	1,1468	-0,4127	0,6805
R ²	0,0193			
R ² AJUSTÉ	-0,0221			
2006 (n=164)	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
ORDONNÉE À L'ORIGINE	0,4710	0,3220	1,4628	0,1455
PARTICIPATION	-0,1179	0,8756	-0,1346	0,8931
PARTICIPATION ²	0,6863	1,6696	0,4111	0,6816
LN_ACTIFS	-0,0831	0,0372	-2,2340	0,0269
BETA	0,1728	0,0908	1,9033	0,0588
RATIO_ENDETTEMENT	0,2344	0,0368	6,3633	0,0000
VARIATION_PARTICIPATION	-0,2579	0,8111	-0,3179	0,7510
R ²	0,2284			
R ² AJUSTÉ	0,1989			

L'ajout de la variable $PARTICIPATION^2$ sert à valider l'hypothèse de non-linéarité telle qu'avancée par plusieurs auteurs dont Himmelberg, Hubbard et Palia (1999). Les résultats sont similaires à ceux de la première régression, c'est-à-dire que pratiquement aucun résultat n'est concluant de manière statistique à un seuil de 5 %. Les mêmes variables restent significatives soit le BETA en 2003 et la variable $RATIO_ENDETTEMENT$ en 2006. La seule différence se situe dans la variable LN_ACTIFS en 2006 qui a un coefficient de -0,0831 et une valeur p de 0,0269. Cela signifie que la taille de l'entreprise influence de manière négative le rendement excédentaire sur le TSX Composite lors de la période étudiée. Il est finalement possible de conclure sur cette régression en mentionnant que l'ajout de la variable $PARTICIPATION^2$ ne permet pas de valider l'hypothèse de non-linéarité.

5.2.3 Moindres carrés ordinaires et variables indicatrices

5.2.3.1 Moindres carrés ordinaires et $PARTICIPATION_0_5$

Cette régression estime les coefficients à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires en ajoutant la $PARTICIPATION_0_5$ dans l'équation suivante :

$$y = \beta_0 + \beta_1 LN_ACTIFS + \beta_2 BETA + \beta_3 RATIO_ENDETTEMENT + \beta_4 VARIATION_PARTICIPATION + \beta_5 PARTICIPATION_0_5 + \varepsilon$$

où

y : Rendement excédentaire par rapport au TSX Composite.

ε : Terme d'erreur.

β_0 : Constante correspondant à l'ordonnée à l'origine.

Le Tableau 9 présente les résultats de la régression :

Tableau 9: Régression avec la participation de 0 à 5 %				
2003 (n=108)	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
ORDONNÉE À L'ORIGINE	-0,3673	0,1370	-2,6807	0,0086
LN_ACTIFS	0,0255	0,0175	1,4596	0,1475
BETA	0,1272	0,0482	2,6384	0,0096
RATIO_ENDETTEMENT	-0,0117	0,0602	-0,1943	0,8463
VARIATION_PARTICIPATION	0,3728	0,4926	0,7567	0,4510
PARTICIPATION_0_5	0,0556	0,0555	1,0022	0,3186
R ²	0,1008			
R ² AJUSTÉ	0,0568			
2004 (n=105)	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
ORDONNÉE À L'ORIGINE	0,5309	0,4241	1,2519	0,2136
LN_ACTIFS	-0,0564	0,0491	-1,1497	0,2530
BETA	0,0002	0,1751	0,0011	0,9991
RATIO_ENDETTEMENT	-0,0934	0,1782	-0,5244	0,6012
VARIATION_PARTICIPATION	0,2380	1,2563	0,1895	0,8501
PARTICIPATION_0_5	0,1088	0,1494	0,7284	0,4681
R ²	0,0305			
R ² AJUSTÉ	-0,0185			
2005 (n=149)	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
ORDONNÉE À L'ORIGINE	0,3227	0,3243	0,9953	0,3213
LN_ACTIFS	-0,0423	0,0382	-1,1088	0,2694
BETA	0,1236	0,1206	1,0243	0,3074
RATIO_ENDETTEMENT	0,0285	0,1462	0,1949	0,8458
VARIATION_PARTICIPATION	-0,5218	1,1296	-0,4619	0,6448
PARTICIPATION_0_5	0,0037	0,1085	0,0344	0,9726
R ²	0,0192			
R ² AJUSTÉ	-0,0151			
2006 (n=164)	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
ORDONNÉE À L'ORIGINE	0,4382	0,3125	1,4023	0,1628
LN_ACTIFS	-0,0743	0,0348	-2,1338	0,0344
BETA	0,1691	0,0903	1,8724	0,0630
RATIO_ENDETTEMENT	0,2310	0,0367	6,2989	0,0000
VARIATION_PARTICIPATION	-0,3405	0,8014	-0,4250	0,6715
PARTICIPATION_0_5	-0,0284	0,1075	-0,2640	0,7921
R ²	0,2259			
R ² AJUSTÉ	0,2014			

Seuls deux coefficients sont statistiquement significatifs à un seuil de 5 %. Le BETA en 2003 a un coefficient de 0,1272 et une valeur p de 0,0096, ce qui permet de dire que

la variable BETA influence positivement le rendement dans cette régression. De plus, la variable RATIO_ENDETTEMENT en 2006 a un coefficient de 0,2310 et une valeur p de 0,0000, ce qui indique qu'un ratio d'endettement plus élevé avait une influence positive sur le rendement excédentaire de cette période. Les résultats avec l'ajout de la variable indicatrice PARTICIPATION_0_5 sont donc sensiblement les mêmes que ceux de la régression de base présentée dans le Tableau 7.

5.2.3.2 Moindres carrés ordinaires et PARTICIPATION_5_25

Cette régression estime les coefficients à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires en ajoutant la PARTICIPATION_5_25 dans l'équation suivante :

$$y = \beta_0 + \beta_1 \text{LN_ACTIFS} + \beta_2 \text{BETA} + \beta_3 \text{RATIO_ENDETTEMENT} + \beta_4 \text{VARIATION_PARTICIPATION} + \beta_5 \text{PARTICIPATION_5_25} + \varepsilon$$

où

y : Rendement excédentaire par rapport au TSX Composite.

ε : Terme d'erreur.

β_0 : Constante correspondant à l'ordonnée à l'origine.

Le Tableau 10 présente les résultats de la régression :

Tableau 10: Régression avec la participation de 5 à 25 %				
2003 (n=108)				
	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
ORDONNÉE À L'ORIGINE	-0,3237	0,1427	-2,2678	0,0255
LN_ACTIFS	0,0251	0,0180	1,3924	0,1668
BETA	0,1336	0,0482	2,7752	0,0066
RATIO_ENDETTEMENT	-0,0239	0,0588	-0,4070	0,6848
VARIATION_PARTICIPATION	0,2941	0,4868	0,6042	0,5470
PARTICIPATION_5_25	-0,0328	0,0635	-0,5160	0,6069
R ²	0,0943			
R ² AJUSTÉ	0,0499			
2004 (n=105)				
	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
ORDONNÉE À L'ORIGINE	0,6190	0,4426	1,3986	0,1650
LN_ACTIFS	-0,0585	0,0499	-1,1728	0,2437
BETA	0,0200	0,1716	0,1165	0,9075
RATIO_ENDETTEMENT	-0,1112	0,1762	-0,6309	0,5296
VARIATION_PARTICIPATION	0,2065	1,2567	0,1643	0,8698
PARTICIPATION_5_25	-0,0900	0,1726	-0,5216	0,6031
R ²	0,0280			
R ² AJUSTÉ	-0,0211			
2005 (n=149)				
	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
ORDONNÉE À L'ORIGINE	0,3386	0,3168	1,0686	0,2870
LN_ACTIFS	-0,0434	0,0383	-1,1311	0,2599
BETA	0,1230	0,1202	1,0233	0,3079
RATIO_ENDETTEMENT	0,0306	0,1456	0,2101	0,8339
VARIATION_PARTICIPATION	-0,5090	1,1044	-0,4608	0,6456
PARTICIPATION_5_25	-0,0280	0,1236	-0,2264	0,8212
R ²	0,0196			
R ² AJUSTÉ	-0,0147			
2006 (n=164)				
	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
ORDONNÉE À L'ORIGINE	0,4372	0,3082	1,4186	0,1580
LN_ACTIFS	-0,0751	0,0349	-2,1507	0,0330
BETA	0,1627	0,0892	1,8245	0,0700
RATIO_ENDETTEMENT	0,2355	0,0370	6,3648	0,0000
VARIATION_PARTICIPATION	-0,2894	0,8149	-0,3552	0,7229
PARTICIPATION_5_25	-0,0478	0,1327	-0,3598	0,7195
R ²	0,2262			
R ² AJUSTÉ	0,2017			

Seuls deux coefficients sont encore une fois statistiquement significatifs à un seuil de 5 %. Le BETA en 2003 avec un coefficient de 0,1336 et une valeur p de 0,0066, ce qui

permet de dire que la variable BETA influence positivement le rendement dans cette régression. De plus, la variable RATIO_ENDETTEMENT en 2006 a un coefficient de 0,2355 et une valeur p de 0,0000, ce qui indique qu'un ratio d'endettement plus élevé avait une influence positive sur le rendement excédentaire de cette période. Les résultats avec l'ajout de la variable indicatrice PARTICIPATION_5_25 sont donc sensiblement les mêmes que ceux de la régression de base présentée dans le Tableau 7 ainsi que la régression avec la variable indicatrice PARTICIPATION_0_5 présentée dans le Tableau 9.

5.2.3.3 Moindres carrés ordinaires et PARTICIPATION_25_100

Cette régression estime les coefficients à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires en ajoutant la PARTICIPATION_25_100 dans l'équation suivante :

$$y = \beta_0 + \beta_1 \text{LN_ACTIFS} + \beta_2 \text{BETA} + \beta_3 \text{RATIO_ENDETTEMENT} + \beta_4 \text{VARIATION_PARTICIPATION} + \beta_5 \text{PARTICIPATION_25_100} + \varepsilon$$

où

y : Rendement excédentaire par rapport au TSX Composite.

ε : Terme d'erreur.

β_0 : Constante correspondant à l'ordonnée à l'origine.

Le Tableau 11 présente les résultats de la régression :

Tableau 11: Régression avec la participation de 25 à 100 %				
2003 (n=108)				
ORDONNÉE À L'ORIGINE	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
	-0,3495	0,1358	-2,5729	0,0115
LN_ACTIFS	0,0290	0,0176	1,6452	0,1030
BETA	0,1263	0,0489	2,5830	0,0112
RATIO_ENDETTEMENT	-0,0177	0,0599	-0,2946	0,7689
VARIATION_PARTICIPATION	0,2858	0,4808	0,5944	0,5535
PARTICIPATION_25_100	-0,0485	0,0702	-0,6901	0,4917
R ²	0,0962			
R ² AJUSTÉ	0,0519			
2004 (n=105)				
ORDONNÉE À L'ORIGINE	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
	0,5560	0,4241	1,3110	0,1929
LN_ACTIFS	-0,0518	0,0493	-1,0506	0,2960
BETA	0,0196	0,1733	0,1132	0,9101
RATIO_ENDETTEMENT	-0,1046	0,1786	-0,5856	0,5595
VARIATION_PARTICIPATION	0,1659	1,2542	0,1323	0,8950
PARTICIPATION_25_100	-0,0613	0,1827	-0,3354	0,7380
R ²	0,0264			
R ² AJUSTÉ	-0,0228			
2005 (n=149)				
ORDONNÉE À L'ORIGINE	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
	0,3357	0,3147	1,0670	0,2878
LN_ACTIFS	-0,0444	0,0390	-1,1372	0,2573
BETA	0,1264	0,1205	1,0483	0,2963
RATIO_ENDETTEMENT	0,0254	0,1455	0,1743	0,8619
VARIATION_PARTICIPATION	-0,4291	1,1622	-0,3692	0,7125
PARTICIPATION_25_100	0,0359	0,1540	0,2332	0,8160
R ²	0,0196			
R ² AJUSTÉ	-0,0147			
2006 (n=164)				
ORDONNÉE À L'ORIGINE	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
	0,4233	0,3038	1,3932	0,1655
LN_ACTIFS	-0,0778	0,0351	-2,2156	0,0281
BETA	0,1757	0,0899	1,9534	0,0525
RATIO_ENDETTEMENT	0,2329	0,0361	6,4534	0,0000
VARIATION_PARTICIPATION	-0,2106	0,8192	-0,2571	0,7975
PARTICIPATION_25_100	0,1093	0,1452	0,7528	0,4527
R ²	0,2283			
R ² AJUSTÉ	0,2039			

Seuls deux coefficients sont encore une fois statistiquement significatifs à un seuil de 5 %. Le BETA en 2003 avec un coefficient de 0,1263 et une valeur p de 0,0112, ce qui

permet de dire que la variable BETA influence positivement le rendement dans cette régression. De plus, la variable `RATIO_ENDETTEMENT` en 2006 a un coefficient de 0,2329 et une valeur p de 0,0000, ce qui indique qu'un ratio d'endettement plus élevé avait une influence positive sur le rendement excédentaire de cette période. Les résultats avec l'ajout de la variable indicatrice `PARTICIPATION_25_100` sont donc sensiblement les mêmes que ceux de la régression de base présentée dans le Tableau 7, la régression avec la variable indicatrice `PARTICIPATION_0_5` présentée dans le Tableau 9 et la régression avec la variable indicatrice `PARTICIPATION_5_25` présentée dans le Tableau 10. Il est possible de conclure que, lorsque l'on analyse ces 3 fourchettes de participation, le résultat est sensiblement le même et qu'il ne permet pas de conclure sur les effets que les pourcentages de participation ont sur le rendement excédentaire du TSX Composite. De plus, Le seul R^2 ajusté valant la peine d'être mentionné est toujours celui de 2006, puisqu'il a une valeur qui se situe toujours aux alentours de 20 %, ce qui indique la variabilité qui peut être expliquée par le modèle.

5.2.3.4 Moindres carrés ordinaires et industries

Cette régression estime les coefficients à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires en ajoutant toutes les variables indicatrices concernant les industries dans l'équation suivante :

$$y = \beta_1 \text{PARTICIPATION} + \beta_2 \text{PARTICIPATION}^2 + \beta_3 \text{LN_ACTIFS} + \beta_4 \text{BETA} + \beta_5 \text{RATIO_ENDETTEMENT} + \beta_6 \text{VARIATION_PARTICIPATION} + \beta_7 \text{MATÉRIAUX_BASE} + \beta_8 \text{COMMUNICATION} + \beta_9 \text{CONSOMMATION_CYC} + \beta_{10} \text{CONSOMMATION_NON_CYC} + \beta_{11} \text{DIVERSIFIÉE} + \beta_{12} \text{ÉNERGIE} + \beta_{13} \text{FINANCIÈRE} + \beta_{14} \text{INDUSTRIELLE} + \beta_{15} \text{TECHNOLOGIE} + \beta_{16} \text{UTILITÉS} + \varepsilon$$

où

y : Rendement excédentaire par rapport au TSX Composite.

ε : Terme d'erreur.

β_0 : Constante correspondant à l'ordonnée à l'origine.

Le Tableau 12 présente les résultats de la régression :

Tableau 12: Régression avec les industries

2003 (n=108)	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
PARTICIPATION	-0,2884	0,4877	-0,5914	0,5557
PARTICIPATION^2	0,2515	0,8424	0,2986	0,7660
LN_ACTIFS	0,0308	0,0212	1,4559	0,1488
BETA	0,1048	0,0560	1,8717	0,0644
RATIO_ENDETTEMENT	-0,0545	0,0703	-0,7760	0,4397
VARIATION_PARTICIPATION	-0,0988	0,5109	-0,1933	0,8471
MATÉRIAUX_BASE	-0,2631	0,1600	-1,6446	0,1035
COMMUNICATION	-0,1796	0,2032	-0,8842	0,3789
CONSOMMATION_CYC	-0,3401	0,1959	-1,7364	0,0858
CONSOMMATION_NON-CYC	-0,3927	0,1787	-2,1970	0,0305
DIVERSIFIÉE	-0,3875	0,3107	-1,2473	0,2155
ÉNERGIE	-0,3968	0,1805	-2,1989	0,0304
FINANCIÈRE	-0,3170	0,2056	-1,5418	0,1266
INDUSTRIELLE	-0,4167	0,1860	-2,2406	0,0275
TECHNOLOGIE	-0,1686	0,2621	-0,6433	0,5216
UTILITÉS	-0,1499	0,2109	-0,7108	0,4790
R^2	0,1911			
R^2 AJUSTÉ	0,0592			
2004 (n=105)	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
PARTICIPATION	0,2278	1,3574	0,1678	0,8671
PARTICIPATION^2	-0,2513	2,3000	-0,1093	0,9132
LN_ACTIFS	-0,0438	0,0612	-0,7158	0,4760
BETA	-0,0467	0,1919	-0,2436	0,8081
RATIO_ENDETTEMENT	-0,1203	0,2057	-0,5849	0,5601
VARIATION_PARTICIPATION	0,3328	1,3379	0,2487	0,8041
MATÉRIAUX_BASE	0,6023	0,5108	1,1793	0,2414
COMMUNICATION	0,3737	0,5957	0,6273	0,5321
CONSOMMATION_CYC	0,5847	0,6354	0,9203	0,3599
CONSOMMATION_NON-CYC	0,2343	0,5377	0,4358	0,6641
DIVERSIFIÉE	0,5189	0,8809	0,5890	0,5573
ÉNERGIE	0,4328	0,5695	0,7601	0,4492
FINANCIÈRE	0,3998	0,6191	0,6458	0,5201
INDUSTRIELLE	1,0675	0,5644	1,8914	0,0618
TECHNOLOGIE	0,6110	0,7650	0,7986	0,4266
UTILITÉS	0,4534	0,6099	0,7435	0,4592
R^2	0,1105			
R^2 AJUSTÉ	-0,0394			

2005 (n=149)	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
PARTICIPATION	0,2895	0,9313	0,3109	0,7564
PARTICIPATION^2	-0,2352	1,6708	-0,1408	0,8882
LN_ACTIFS	-0,0433	0,0447	-0,9690	0,3343
BETA	0,1063	0,1460	0,7280	0,4679
RATIO_ENDETTEMENT	0,0083	0,1553	0,0532	0,9577
VARIATION_PARTICIPATION	-0,1349	1,1786	-0,1145	0,9090
MATÉRIAUX_BASE	0,3921	0,3758	1,0435	0,2986
COMMUNICATION	0,2907	0,4480	0,6488	0,5176
CONSOMMATION_CYC	0,3686	0,4084	0,9027	0,3683
CONSOMMATION_NON-CYC	0,2254	0,3602	0,6259	0,5324
DIVERSIFIÉE	0,3489	0,7038	0,4958	0,6209
ÉNERGIE	0,2345	0,3634	0,6454	0,5198
FINANCIÈRE	0,2773	0,4093	0,6775	0,4993
INDUSTRIELLE	0,7767	0,3853	2,0157	0,0458
TECHNOLOGIE	0,3408	0,5560	0,6130	0,5409
UTILITÉS	0,2994	0,3860	0,7757	0,4393
R^2	0,0851			
R^2 AJUSTÉ	-0,0181			
2006 (n=164)	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
PARTICIPATION	-0,0168	0,8842	-0,0190	0,9849
PARTICIPATION^2	0,7558	1,6815	0,4495	0,6537
LN_ACTIFS	-0,0902	0,0398	-2,2652	0,0249
BETA	0,2149	0,1287	1,6696	0,0971
RATIO_ENDETTEMENT	0,2365	0,0402	5,8844	0,0000
VARIATION_PARTICIPATION	-0,4120	0,8155	-0,5052	0,6142
MATÉRIAUX_BASE	0,4919	0,3735	1,3170	0,1899
COMMUNICATION	0,5632	0,4106	1,3716	0,1723
CONSOMMATION_CYC	0,4818	0,4110	1,1723	0,2430
CONSOMMATION_NON-CYC	0,3347	0,3314	1,0099	0,3142
DIVERSIFIÉE	0,4232	0,7169	0,5902	0,5559
ÉNERGIE	0,3530	0,3708	0,9520	0,3427
FINANCIÈRE	0,4311	0,3846	1,1211	0,2641
INDUSTRIELLE	1,0252	0,3817	2,6857	0,0081
TECHNOLOGIE	0,5687	0,5473	1,0391	0,3005
UTILITÉS	0,4745	0,3734	1,2707	0,2058
R^2	0,2874			
R^2 AJUSTÉ	0,2151			

En 2003, trois coefficients sont statistiquement significatifs à un seuil de 5 % : CONSOMMATION_NON_CYC avec un coefficient de -0,3927 et une valeur p de 0,0305, ÉNERGIE avec un coefficient de -0,3968 et une valeur p de 0,0304 et INDUSTRIELLE avec un coefficient de -0,4167 et une valeur p de 0,0304.

L'interprétation est la même pour les 3 variables, c'est-à-dire que ces trois variables indicatrices influencent négativement le rendement dans cette régression. Pour l'année 2004, rien n'est statistiquement significatif. En 2005, seule la variable INDUSTRIELLE est significative à un seuil de 5 % avec un coefficient de 0,7767 et une valeur p de 0,0458. Cette variable indicatrice influence positivement le rendement dans cette régression. Pour l'année 2006, trois coefficients sont statistiquement significatifs à un seuil de 5 % : RATIO_ENDETTEMENT avec un coefficient de 0,2365 et une valeur p de 0,0000, LN_ACTIFS avec un coefficient de -0,0902 et une valeur p de 0,0249 et INDUSTRIELLE avec un coefficient de 1,0252 et une valeur p de 0,0081. Les variables RATIO_ENDETTEMENT et INDUSTRIELLE influencent positivement le rendement dans cette régression, tandis que la variable LN_ACTIFS a une influence négative sur le rendement. Il est possible de conclure que, lorsque l'on inclut les variables indicatrices concernant les industries, le résultat est sensiblement le même et il ne permet pas de déterminer les effets que les pourcentages de participation ont sur le rendement excédentaire du TSX Composite. Comme dans les régressions précédentes, le seul R² ajusté valant la peine d'être mentionné est toujours celui de 2006, puisqu'il a une valeur qui se situe toujours aux alentours de 20 %, ce qui indique la variabilité qui peut être expliquée par le modèle.

5.2.3.5 Moindres carrés ordinaires et toutes les fourchettes de participation

Cette régression estime les coefficients à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires tout en forçant la régression à passer par l'origine dans l'équation suivante :

$$y = \beta_1 \text{LN_ACTIFS} + \beta_2 \text{BETA} + \beta_3 \text{RATIO_ENDETTEMENT} + \beta_4 \text{VARIATION_PARTICIPATION} + \beta_5 \text{PARTICIPATION_0_5} + \beta_6 \text{PARTICIPATION_5_25} + \beta_7 \text{PARTICIPATION_25_100} + \varepsilon$$

où

y : Rendement excédentaire par rapport au TSX Composite.

ε : Terme d'erreur.

Le Tableau 13 présente les résultats de la régression :

Tableau 13: Régression avec les trois fourchettes de participation				
2003 (n=108)	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
LN_ACTIFS	0,0263	0,0181	1,4541	0,1490
BETA	0,1260	0,0490	2,5698	0,0116
RATIO_ENDETTEMENT	-0,0107	0,0608	-0,1755	0,8611
VARIATION_PARTICIPATION	0,3704	0,4952	0,7480	0,4562
PARTICIPATION_0_5	-0,3167	0,1431	-2,2122	0,0292
PARTICIPATION_5_25	-0,3659	0,1379	-2,6532	0,0093
PARTICIPATION_25_100	-0,3807	0,1571	-2,4225	0,0172
R ²	0,1011			
R ² AJUSTÉ	0,0477			
2004 (n=105)	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
LN_ACTIFS	-0,0572	0,0502	-1,1409	0,2567
BETA	0,0010	0,1762	0,0054	0,9957
RATIO_ENDETTEMENT	-0,0948	0,1797	-0,5273	0,5992
VARIATION_PARTICIPATION	0,2412	1,2632	0,1910	0,8490
PARTICIPATION_0_5	0,6457	0,4473	1,4437	0,1520
PARTICIPATION_5_25	0,5280	0,4276	1,2348	0,2199
PARTICIPATION_25_100	0,5473	0,4657	1,1752	0,2427
R ²	0,0306			
R ² AJUSTÉ	-0,0288			
2005 (n=149)	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
LN_ACTIFS	-0,0448	0,0392	-1,1422	0,2553
BETA	0,1252	0,1211	1,0332	0,3033
RATIO_ENDETTEMENT	0,0280	0,1467	0,1908	0,8490
VARIATION_PARTICIPATION	-0,4397	1,1676	-0,3766	0,7071
PARTICIPATION_0_5	0,3445	0,3195	1,0783	0,2827
PARTICIPATION_5_25	0,3216	0,3253	0,9887	0,3245
PARTICIPATION_25_100	0,3743	0,3702	1,0111	0,3137
R ²	0,0198			
R ² AJUSTÉ	-0,0216			
2006 (n=164)	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
LN_ACTIFS	-0,0783	0,0353	-2,2199	0,0279
BETA	0,1736	0,0907	1,9147	0,0573
RATIO_ENDETTEMENT	0,2348	0,0371	6,3321	0,0000
VARIATION_PARTICIPATION	-0,1819	0,8306	-0,2190	0,8269
PARTICIPATION_0_5	0,4350	0,3087	1,4090	0,1608
PARTICIPATION_5_25	0,4031	0,3165	1,2739	0,2046
PARTICIPATION_25_100	0,5384	0,3409	1,5795	0,1162
R ²	0,2286			
R ² AJUSTÉ	0,1991			

En 2003, quatre coefficients sont statistiquement significatifs à un seuil de 5 % : BETA avec un coefficient de 0,1260 et une valeur p de 0,0305, PARTICIPATION_0_5 avec un coefficient de -0,3167 et une valeur p de 0,0292, PARTICIPATION_5_25 avec un coefficient de -0,3659 et une valeur p de 0,0093 et PARTICIPATION_25_100 avec un coefficient de -0,3807 et une valeur p de 0,0172. L'interprétation est la même pour les 3 variables, c'est-à-dire que ces trois variables indicatrices influencent négativement le rendement dans cette régression. Pour 2004 et 2005, rien n'est statistiquement significatif. Pour l'année 2006, deux coefficients sont statistiquement significatifs à un seuil de 5 % : RATIO_ENDETTEMENT avec un coefficient de 0,2348 et une valeur p de 0,0000 et LN_ACTIFS avec un coefficient de -0,0783 et une valeur p de 0,0279. La variable RATIO_ENDETTEMENT influence positivement le rendement dans cette régression, tandis que la variable LN_ACTIFS a une influence négative sur le rendement. Même si les coefficients représentant les pourcentages de participation en 2006 ne sont pas significatifs à un seuil de 5 %, il est tout de même possible de les interpréter avec précaution. Contrairement à la période de 2003-2004 où l'augmentation de la participation avait une influence négative sur le rendement, il semble que la tendance soit qu'une participation de plus de 25 % soit bénéfique en termes de rendement. Une des explications possibles est celle selon laquelle en 2003, l'inclusion des firmes d'informatique durant la « *dotcom bubble* » a eu un impact très négatif sur les firmes à fort pourcentage de participation. Presque toutes ces compagnies d'informatique avaient des actionnaires de plus de 25 % qui étaient aussi dirigeants d'entreprise. L'inclusion de ces compagnies lors d'une crise qui a affecté plus fortement le secteur de l'informatique vient donc possiblement biaiser l'impact du pourcentage de participation pour ces années. Pour conclure sur les coefficients de la régression de 2006, les résultats obtenus s'approchent très fortement de ceux considérés comme étant la référence dans ce domaine, soit les résultats de Morck, Shleifer et Vishny (1988); c'est-à-dire que le rendement augmente entre 0 et 5 %, augmente moins rapidement entre 5 et 25 % et reprend force à nouveau pour les pourcentages de participation supérieurs à 25 %. Comme dans les régressions

précédentes, le seul R^2 ajusté valant la peine d'être mentionné est toujours celui de 2006 avec une valeur de 0,1991.

5.2.4 Moindres carrés ordinaires, données de panel et effets fixes

5.2.4.1 Moindres carrés ordinaires et données de panel

Cette régression estime les coefficients à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires sur des données de panel :

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 \text{PARTICIPATION}_{it} + \beta_2 \text{PARTICIPATION}^2_{it} + \beta_3 \text{LN_ACTIFS}_{it} + \beta_4 \text{BETA}_{it} + \beta_5 \text{RATIO_ENDETTEMENT}_{it} + \beta_6 \text{VARIATION_PARTICIPATION}_{it} + \varepsilon_{it}$$

Le Tableau 14 présente les résultats de la régression :

	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
ORDONNÉE À L'ORIGINE	0,1574	0,2297	0,6851	0,4939
PARTICIPATION _{it}	-0,0761	0,6464	-0,1178	0,9063
PARTICIPATION ² _{it}	-0,1849	1,0986	-0,1683	0,8665
LN_ACTIFS _{it}	-0,0082	0,0269	-0,3043	0,7611
BETA _{it}	-0,0134	0,0744	-0,1798	0,8575
RATIO_ENDETTEMENT _{it}	0,0087	0,0382	0,2283	0,8196
VARIATION_PARTICIPATION _{it}	-0,2137	0,7259	-0,2944	0,7687
R ²	0,0037			
R ² AJUSTÉ	-0,0208			

Aucune valeur n'est statistiquement significative. Ces résultats signifient que ce modèle n'est pas un modèle optimal pour analyser nos données.

5.2.4.2 Moindres carrés ordinaires et effets fixes par entreprise

Cette régression estime les coefficients à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires en ajoutant les effets fixes par entreprise dans l'équation suivante :

$$(y_{it} - y_{\text{MOYEN}_i}) = \beta_1 (\text{PARTICIPATION}_{it} - \text{PARTICIPATION_MOYENNE}_i) + \beta_2 (\text{PARTICIPATION}^2_{it} - \text{PARTICIPATION_MOYENNE}^2_i) + \beta_3 (\text{LN_ACTIFS}_{it} - \text{LN_ACTIFS_MOYEN}_i) + \beta_4 (\text{BETA}_{it} - \text{BETA_MOYEN}_i) + \beta_5$$

$$(\text{RATIO_ENDETTEMENT}_{it} - \text{RATIO_ENDETTEMENT_MOYEN}_i) + \beta_6 (\text{VARIATION_PARTICIPATION}_{it} - \text{VARIATION_PARTICIPATION_MOYENNE}_i) (\mu_{it} - \bar{\mu}_i)$$

où les variables des régressions de base se voient enlever leur moyenne (par rapport à l'entreprise). Il est à noter que le dernier terme soit $(\mu_{it} - \bar{\mu}_i)$ devrait être égal à zéro, car par définition de ce modèle celui-ci devrait s'annuler avec sa moyenne.

Le Tableau 15 présente les résultats de la régression :

Tableau 15: Régression avec les effets fixes par entreprise				
	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
PARTICIPATION _{it} - PARTICIPATION_MOYENNE _i	0,0210	1,9933	0,0105	0,9916
PARTICIPATION ² _{it} - PARTICIPATION_MOYENNE ² _i	-1,0069	3,3339	-0,3020	0,7637
LN_ACTIFS _{it} - LN_ACTIFS_MOYEN _i	0,0142	0,0797	0,1786	0,8589
BETA _{it} - BETA_MOYEN _i	0,1406	0,1408	0,9992	0,3217
RATIO_ENDETTEMENT _{it} - RATIO_ENDETTEMENT_MOYEN _i	-0,0108	0,0645	-0,1672	0,8678
VARIATION_PARTICIPATION _{it} - VARIATION_PARTICIPATION_MOYENNE _i	0,5796	1,3820	0,4194	0,6764
R ²	0,1358			
R ² AJUSTÉ	0,0104			

Aucune valeur n'est statistiquement significative. Ces résultats signifient que le modèle à effets fixes par entreprise n'est pas un modèle optimal pour analyser nos données. Un modèle différent tel que celui à effets variables pourrait être testé afin d'approfondir cette recherche.

5.2.4.3 Moindres carrés ordinaires et effets fixes par année

Cette régression estime les coefficients à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires en ajoutant les effets fixes par année en termes de variables indicatrices dans l'équation suivante :

$$y_{it} = \beta_1 \text{PARTICIPATION}_{it} + \beta_2 \text{PARTICIPATION}^2_{it} + \beta_3 \text{LN_ACTIFS}_{it} + \beta_4 \text{BETA}_{it} + \beta_5 \text{RATIO_ENDETTEMENT}_{it} + \beta_6 \text{VARIATION_PARTICIPATION}_{it} + \beta_7 2003 + \beta_8 2004 + \beta_9 2005 + \beta_{10} 2006 + \varepsilon$$

où les variables des régressions de bases se voit enlever leur moyenne (par rapport à l'entreprise). Il est à noter que le dernier terme soit $(\mu_{it} - \bar{\mu}_i)$ est égal à zéro, car par définition de ce modèle celui-ci s'annule avec sa moyenne.

Le Tableau 16 présente les résultats de la régression :

Tableau 16: Régression avec les effets fixes par année				
	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
PARTICIPATION _{it}	-0,0716	0,6469	-0,1107	0,9119
PARTICIPATION ² _{it}	-0,0845	1,0988	-0,0769	0,9388
LN_ACTIFS _{it}	-0,0089	0,0269	-0,3297	0,7419
BETA _{it}	-0,0262	0,0758	-0,3459	0,7297
RATIO_ENDETTEMENT _{it}	-0,0029	0,0398	-0,0737	0,9413
VARIATION_PARTICIPATION _{it}	-0,0147	0,7328	-0,0200	0,9840
2003	0,0830	0,2348	0,3535	0,7240
2004	0,1200	0,2422	0,4955	0,6207
2005	0,2557	0,2378	1,0755	0,2832
2006	0,2285	0,2427	0,9416	0,3473
R ²	0,0184			
R ² AJUSTÉ	-0,0183			

Les résultats sont similaires au tableau 14, c'est-à-dire qu'aucune valeur n'est statistiquement significative. Ces résultats signifient que le modèle à effet fixe par année n'est pas un modèle optimal pour analyser nos données. Un modèle différent tel que celui à effet variable pourrait être testé afin d'approfondir cette recherche.

5.2.4.4 Moindres carrés ordinaires et effets fixes par année et par entreprise

Cette régression estime les coefficients à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires en ajoutant les effets fixes par année et par entreprise dans l'équation suivante :

$$(y_{it} - y_{\text{MOYEN}_i}) = \beta_1 (PARTICIPATION_{it} - PARTICIPATION_{\text{MOYENNE}_i}) + \beta_2 (PARTICIPATION^2_{it} - PARTICIPATION_{\text{MOYENNE}}^2_i) + \beta_3 (LN_ACTIFS_{it} -$$

$$\begin{aligned} & \text{LN_ACTIFS_MOYEN}_i) + \beta_4 (\text{BETA}_{it} - \text{BETA_MOYEN}_i) + \beta_5 \\ & (\text{RATIO_ENDETTEMENT}_{it} - \text{RATIO_ENDETTEMENT_MOYEN}_i) + \beta_6 \\ & (\text{VARIATION_PARTICIPATION}_{it} - \text{VARIATION_PARTICIPATION_MOYENNE}_i) \\ & + \beta_7 2003 + \beta_8 2004 + \beta_9 2005 + \beta_{10} 2006 + (\mu_{it} - \bar{\mu}_i) \end{aligned}$$

où les variables des régressions de base se voient enlever leur moyenne (par rapport à l'entreprise). De plus, les variables sont les mêmes que celles définies dans les sections 5.2.4.2 et 5.2.4.3. Il est à noter que le dernier terme, soit $(\mu_{it} - \bar{\mu}_i)$, devrait être égal à zéro, car par définition de ce modèle celui-ci s'annule avec sa moyenne. Cette méthode où l'on utilise des variables centrées sur leurs moyennes pour par la suite ajouter des variables indicatrices est une méthode décrite par Baltagi (2008) dans son livre « *Econometric Analysis of Panel Data* ».

Le Tableau 17 présente les résultats de la régression :

Tableau 17: Régression avec les effets fixes par entreprise et par année				
	Coefficient	Écart-type	stat-t	valeur-p
PARTICIPATION _{it} - PARTICIPATION_MOYENNE _i	0,0210	2,3397	0,0090	0,9916
PARTICIPATION ² _{it} - PARTICIPATION_MOYENNE ² _i	-1,0069	3,9133	-0,2573	0,8274
LN_ACTIFS _{it} - LN_ACTIFS_MOYEN _i	0,0142	0,0935	0,1521	0,8964
BETA _{it} - BETA_MOYEN _i	0,1406	0,1652	0,8512	0,2417
RATIO_ENDETTEMENT _{it} - RATIO_ENDETTEMENT_MOYEN _i	-0,0108	0,0757	-0,1424	0,5690
VARIATION_PARTICIPATION _{it} - VARIATION_PARTICIPATION_MOYENNE _i	0,5796	1,6222	0,3573	0,4598
2003	0,0543	0,1799	0,3021	0,7322
2004	0,0835	0,2106	0,3962	0,5343
2005	0,0580	0,2191	0,2648	0,7146
2006	0,3626	0,2322	1,5616	0,3725
R ²	0,1358			
R ² AJUSTÉ	0,0104			

Les résultats sont similaires au Tableau 15 et au Tableau 16, c'est-à-dire qu'aucune valeur n'est statistiquement significative. Ces résultats signifient que le modèle à effets fixes par année et par entreprise n'est pas un modèle optimal pour analyser nos données. Un modèle différent tel que celui à effets variables pourrait être testé afin d'approfondir cette recherche.

6. CONCLUSION

6.1 Rappel de la problématique

La théorie de l'agence, bien qu'étudiée depuis de nombreuses années, est toujours un sujet de recherche pertinent; il existe d'innombrables hypothèses et modèles à tester sur le sujet. C'est dans cette optique que ce mémoire porte sur la relation entre l'alignement des intérêts de la direction et ceux des actionnaires. Plus précisément, ce mémoire répond à la question suivante : Le pourcentage de participation de l'équipe de direction au capital-actions d'une société a-t-il une influence significative sur sa performance en bourse? Pour ce faire, une base de données du marché canadien ainsi qu'une analyse des données à l'aide de plusieurs modèles économétriques permet d'évaluer le tout.

6.2 Synthèse des modèles et résultats

Plusieurs modèles ont été présentés et seulement un seul d'entre eux s'avère avoir des valeurs significatives soit le modèle 5.2.3.5 :

$$y = \beta_1 \text{LN_ACTIFS} + \beta_2 \text{BETA} + \beta_3 \text{RATIO_ENDETTEMENT} + \beta_4 \text{VARIATION_PARTICIPATION} + \beta_5 \text{PARTICIPATION_0_5} + \beta_6 \text{PARTICIPATION_5_25} + \beta_7 \text{PARTICIPATION_25_100} + \varepsilon.$$

Dans cette régression, les seuls coefficients qui peuvent porter à une interprétation sont les coefficients représentant les pourcentages de participation en 2006. Ceux-ci ne sont pas significatifs à un seuil de 5 %, mais il est tout de même possible de les interpréter avec précaution. Le rendement, selon cette régression, serait affecté de manière positive et forte par les firmes où la participation des dirigeants est de 25 % et plus. Les firmes ayant des initiés possédant entre 5 % et 25 % de l'entreprise seraient celles qui performeraient le moins bien, et ce, comparé aux deux autres fourchettes de participation. Une explication pour ce phénomène est avancée par Morck, Shleifer et

Vishny (1988); les firmes entre 5 % et 25 % subissent un effet négatif de l'enracinement de la direction plus fort que celui d'alignement des intérêts. Si l'on se situe à plus de 25 % de participation pour les initiés, cet effet d'enracinement est moins fort que l'effet d'alignement des intérêts. Ces résultats sont à interpréter avec grande précaution, puisque le modèle a plusieurs limites et une significativité restreinte. Il faut aussi noter que dans cette régression, le rendement inclut entre autres l'année de la crise financière soit 2008. Inclure la crise financière peut en effet être la raison pour laquelle cette année est la seule qui obtient des résultats significatifs. En effet, puisque l'on teste conjointement le MÉDAF et la participation des initiés, cela indique que le modèle d'évaluation des actifs financiers serait plus approprié dans un contexte de crise financière. Ainsi, la crise financière pourrait être une des raisons pour laquelle cette régression s'avère obtenir des valeurs plus significatives que les autres régressions. Pour ce qui est des autres variables ayant une certaine significativité lors de cette régression soit le BETA, LN_ACTIFS et RATIO_ENDETTEMENT, la crise financière s'avère à nouveau être une des explications plausibles impliquant le fait que cette régression soit une de celles étant les plus significatives. Pour conclure sur les coefficients de la régression de 2006, les résultats obtenus s'approchent très fortement de ceux considérés comme étant la référence dans ce domaine, soit les résultats de Morck, Shleifer et Vishny (1988); c'est-à-dire que le rendement augmente entre 0 et 5 %, augmente moins rapidement entre 5 et 25 % et reprend force à nouveau pour les pourcentages de participation supérieurs à 25 %.

6.3 Limites de l'étude

Cette étude présente certaines limites. Tout d'abord, il aurait idéalement fallu utiliser le modèle à trois facteurs de Fama et French (1992) comme alternative au MÉDAF pour calculer le rendement excédentaire. Il est bien connu que le bêta du CAPM n'est pas une mesure suffisante pour expliquer la rentabilité des actions. Ce faisant, la relation des modèles de ce mémoire qui ne corrige pas l'endogénéité peut inclure un biais de variables omises. Une autre limite de l'étude est liée à l'emploi de la méthode

des moindres carrés ordinaires et, plus précisément, au terme d'erreur des régressions; en effet, d'autres variables que l'on ne peut observer (par exemple, la compétence des membres de la direction) influencent vraisemblablement le rendement boursier; ce sont donc des variables manquantes, dont l'effet va se retrouver dans le terme d'erreur du modèle. Cette limite se situe au niveau du problème d'endogénéité qui, tel que mentionné auparavant, relève de la corrélation entre un paramètre et le terme d'erreur. La corrélation entre ces deux variables vient donc biaiser les estimateurs. En ce qui concerne la base de données, celle-ci est une autre limite, puisqu'il est extrêmement difficile d'obtenir plus de données; les données plus anciennes sont disponibles uniquement en format papier à l'AMF (données avant 2003). Pour ce qui est des modèles à effets fixes, ceux-ci ont comme limite le fait qu'il est impossible d'inclure des variables indicatrices concernant les fourchettes de pourcentage de participation des initiés dans l'entreprise. En effet, la méthode de transformation des variables enlève leur propre moyenne à chacune d'entre elles, ce qui ne permet pas l'utilisation de ces variables indicatrices spécifiques dans le modèle où l'on effectue cette transformation. Il faudrait donc regarder l'utilisation de modèles à effets aléatoires, mais ceux-ci comportent aussi plusieurs inconvénients qui ne seront pas discutés ici. Une dernière limite des modèles employés dans ce mémoire se situe au niveau des écarts-types. En effet, il faudrait analyser les écarts-types à l'aide du partitionnement en différents groupes ayant des écarts-types similaires. Cette limite est due au fait que l'on assume généralement une certaine homoscedasticité, ce qui n'est pas toujours le cas, tel que décrit par Engle (1982) dans son ouvrage traitant de l'hétéroscedasticité autorégressive conditionnelle.

6.4 Avenues de recherches

Les pistes de recherches futures se retrouvent dans les méthodes de correction de l'endogénéité, c'est-à-dire de la correction du problème de corrélation entre un paramètre et le terme d'erreur. Plus précisément, il serait possible de corriger l'endogénéité avec l'utilisation de variables instrumentales, et ce, dans la mesure où

une ou plusieurs variables de ce genre existent. Cependant, il faut noter que cette méthode s'avère particulièrement ardue. Il faut tout d'abord trouver un bon instrument, et ce, en plus de s'assurer du respect de l'hypothèse d'absence de corrélation entre les instruments et les résidus et de la corrélation entre l'instrument et la variable endogène. L'utilisation de variables instrumentales pourrait donc corriger le problème d'endogénéité, puisque l'on emploie une variable qui n'est plus corrélée avec le terme d'erreur. Il faut ensuite s'assurer que la variance ne soit pas trop grande, ce qui rendrait tous les coefficients non significatifs. Finalement, il serait possible d'améliorer la base de données en corrigeant certaines informations manquantes, ce qui prendrait quelques mois à corriger.

ANNEXES

Annexe A : code Matlab (exemple d'une partie du code utilisé)

```
%% Amen Memoire
```

```
clc
```

```
clear all
```

```
close all
```

```
%% 1) Import Data
```

```
Beta = importdata('beta.xlsx');
```

```
Assets = importdata('asset size.xlsx');
```

```
Participation = importdata('Base de donnees equiponderees (exclusions des banques et  
compagnies d'assurances).xlsx');
```

```
DebtRatio = importdata('Debt ratio.xlsx');
```

```
Rendement = importdata('rendement.xlsx');
```

```
MyHistoricalBacktest = [2003,2004,2005,2006,2007,2008];
```

```
%% Organise Data
```

```
for M = 1:length(MyHistoricalBacktest)
```

```
    Date
```

```
    datetime(Beta.textdata.(strcat('PRICE',num2str(MyHistoricalBacktest(M))))(3:end,1),'  
    dd/mm/yyyy');
```

```
    MyYear = unique(year(Date));
```

```
    Ticker = Beta.textdata.(strcat('PRICE',num2str(MyHistoricalBacktest(M))))(1,2:end);
```

```
    Return = Beta.data.(strcat('RETURN',num2str(MyHistoricalBacktest(M))));
```

```
Debt2Ratio = DebtRatio.data.(strcat('Debt',num2str(MyHistoricalBacktest(M))));
```

```
% Calculate Beta
```

```
MyBeta = zeros(length(MyYear),length(Ticker)-1);
```

```
for t = 3:length(MyYear)
```

```
  x = ismember(year(Date),MyYear(t-2:t-1)) ;
```

```
  Index = Return(x,1);
```

```
  Stocks = Return(x,2:end);
```

```
  [~,N] = size(Stocks);
```

```
    for n = 1:N
```

```
      Stocks(isnan(Stocks(:,n)),n) = 0;
```

```
      Index(isnan(Stocks(:,n)),1) = 0;
```

```
      C = cov(Index,Stocks(:,n));
```

```
      MyBeta(t,n) = C(1,2)/var(Index);
```

```
    end
```

```
end
```

```
% OutPut (Ticker)
```

```
MyTicker.(strcat('Ticker',num2str(MyHistoricalBacktest(M)))) = Ticker(2:end);
```

```
% OutPut (Beta)
```

```
MyHistoricalBeta.(strcat('Beta',num2str(MyHistoricalBacktest(M)))) = MyBeta;
```

```
% OutPut (Ln Actifs)
```

```
MyAsset = Assets.data.(strcat('Assets',num2str(MyHistoricalBacktest(M))));
```

```
MyLnActifs.(strcat('Asset',num2str(MyHistoricalBacktest(M)))) = log(MyAsset);
```

```
% OutPut (Participation^2)
```



```

Part = Participation.data.(strcat('x',num2str(MyHistoricalBacktest(M))))(3:end,1:10);
MyParticipation.(strcat('Part',num2str(MyHistoricalBacktest(M)))) = Part;
MyParticipationCarre.(strcat('Part',num2str(MyHistoricalBacktest(M)))) = Part.^2;

% OutPut (DebtRatio)
MyDebtRatio.(strcat('Debt',num2str(MyHistoricalBacktest(M)))) = Debt2Ratio ;

% OutPut Rendement Exdentaire Total

Rend = Rendement.data.(strcat('x',num2str(MyHistoricalBacktest(M))))(3:end,1:9)-
repmat(Rendement.data.(strcat('x',num2str(MyHistoricalBacktest(M))))(2,1:9),length(
Rendement.data.(strcat('x',num2str(MyHistoricalBacktest(M))))(3:end,1),1);
MyReturn.(strcat('Return',num2str(MyHistoricalBacktest(M)))) = Rend;

end

%% Regression

for M = 1:4

MParticipation{M} =
mean(MyParticipation.(strcat('Part',num2str(MyHistoricalBacktest(M))))(:,1:3),2);
MParticipationCarre{M} =
mean(MyParticipationCarre.(strcat('Part',num2str(MyHistoricalBacktest(M))))(:,1:3),2)
;
MLnActif{M} =
mean(MyLnActifs.(strcat('Asset',num2str(MyHistoricalBacktest(M))))(1:3,:));
MBeta{M} =
mean(MyHistoricalBeta.(strcat('Beta',num2str(MyHistoricalBacktest(M))))(3:5,:));

```

```

MD2R {M} =
mean(MyDebtRatio.(strcat('Debt',num2str(MyHistoricalBacktest(M))))(1:3,:));
DiffParti {M} =
MyParticipation.(strcat('Part',num2str(MyHistoricalBacktest(M))))(:,3)-
MyParticipation.(strcat('Part',num2str(MyHistoricalBacktest(M))))(:,1);
MReturn {M} =
mean(MyReturn.(strcat('Return',num2str(MyHistoricalBacktest(M))))(:,2+M:4+M),2);
Variables =
[MParticipation {M},MParticipationCarre {M},MLnActif {M},MBeta {M},MD2R {M},
DiffParti {M}];
z = (any(isnan(Variables),2) | isnan(MReturn {M}));
Variables(z,:)=[];
MReturn {M}(z)=[];

% Regression

Results = fitlm(Variables,MReturn {M});
Reg.(strcat('Results ',num2str(MyHistoricalBacktest(M)))) = Results.Coefficients;
%% Stat
Reg.(strcat('RSquared ',num2str(MyHistoricalBacktest(M)))) = Results.Rsquared;
%% Stat
Reg.(strcat('NObserv ',num2str(MyHistoricalBacktest(M)))) =
Results.NumObservations;
[Reg.(strcat('CorrOfX
',num2str(MyHistoricalBacktest(M))),Reg.(strcat('PValueOfCorrX
',num2str(MyHistoricalBacktest(M))))] = corr(Variables); %% Correlation
Reg.(strcat('XMetrics ',num2str(MyHistoricalBacktest(M)))) =
[mean(Variables)',median(Variables)',std(Variables)',min(Variables)',
max(Variables)']; %% Metrics

```

```
Reg.(strcat('YMetrics',num2str(MyHistoricalBacktest(M)))) =
[mean(MReturn{M})',median(MReturn{M})',std(MReturn{M})',min(MReturn{M})',
max(MReturn{M})'];          %% Metrics
```

```
...
```

```
% Regression
```

```
Results = fitlm([Variables(:,1:end),Variables(:,1)<=0.05,Variables(:,1)>0.05 &
Variables(:,1)<=0.25,Variables(:,1)>0.25],MReturn{M});
```

```
Reg2.(strcat('Results ',num2str(MyHistoricalBacktest(M)))) = Results.Coefficients;
%% Stat
```

```
Reg2.(strcat('RSquared ',num2str(MyHistoricalBacktest(M)))) = Results.Rsquared;
%% Stat
```

```
S(M) = size(MReturn{M},1);
```

```
end
```

```
% Regression
```

```
for M = 1:M
```

```
MMReturn(:,M) = MReturn{M}(1:min(S));
```

```
MMParticipation(:,M) = MParticipation{M}(1:min(S));
```

```
MMParticipationCarre(:,M) = MParticipationCarre{M}(1:min(S));
```

```
MMLnActif(:,M) = MLnActif{M}(1:min(S));
```

```
MMBeta(:,M) = MBeta{M}(1:min(S));
```

```
MMD2R(:,M) = MD2R{M}(1:min(S));
```

```
MDiffParti(:,M) = DiffParti{M}(1:min(S));
```

```
end
```

```

MMReturn = MMReturn-repmat(mean(MMReturn,2),1,4);
MMParticipation = MMParticipation-repmat(mean(MMParticipation,2),1,4);
MMParticipationCarre = MMParticipationCarre-
repmat(mean(MMParticipationCarre,2),1,4);
MMLnActif = MMLnActif-repmat(mean(MMLnActif,2),1,4);
MMMBeta = MMBeta-repmat(mean(MMBeta,2),1,4);
MMMD2R = MMD2R-repmat(mean(MMD2R,2),1,4);
MMDiffParti = MDiffParti-repmat(mean(MDiffParti,2),1,4);

VReturn = reshape(MMReturn,[],1);
VParticipation = reshape(MMMParticipation,[],1);
VParticipationCarre = reshape(MMMParticipationCarre,[],1);
VLnActif = reshape(MMMLnActif,[],1);
VBeta = reshape(MMMBeta,[],1);
VD2R = reshape(MMMD2R,[],1);
VDiffParti = reshape(MMMDiffParti,[],1);

years = zeros(length(VReturn),4);
years(1:min(S),1) = 1;years(1+min(S):min(S)*2,2) = 1;
years(1+min(S)*2:min(S)*3,3) = 1;years(1+min(S)*3:min(S)*4,4) = 1;

VVariables = [VParticipation,VParticipationCarre,VLnActif,...
VBeta,VD2R,VDiffParti,years];

Results = fitlm(VVariables,VReturn);
Reg3.(strcat('ResultsReg3 ')) = Results.Coefficients; %% Stat
Reg3.(strcat('RSquaredReg3 ')) = Results.Rsquared; %% Stat

%% Regression

```

```
VVariables = [VParticipation,VParticipationCarre,VLnActif,...  
              VBeta,VD2R,VDiffParti,repmat(eye(min(S)),4,1)];  
Results = fitlm(VVariables,VReturn);  
Reg4.(strcat('ResultsReg4 ')) = Results.Coefficients;      %% Stat  
Reg4.(strcat('RSquaredReg4 ')) = Results.Rsquared;         %% Stat
```

```
%% Regression
```

```
VVariables = [VParticipation,VParticipationCarre,VLnActif,...  
              VBeta,VD2R,VDiffParti,years,repmat(eye(min(S)),4,1)];  
Results = fitlm(VVariables,VReturn);  
Reg5.(strcat('ResultsReg5 ')) = Results.Coefficients;      %% Stat  
Reg5.(strcat('RSquaredReg5 ')) = Results.Rsquared;         %% Stat
```

BIBLIOGRAPHIE

ARROW, K. (1965). *Aspects of the Theory of Risk Bearing*, Chicago Markham Publishing Co., p. 1-278.

BAKER, R. M., BOUND, J. et D. A. JAEGER (1995). « *Problem with Instrumental Variables Estimation when the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable is Weak* », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90, no 430, p. 443-450.

BALTAGI, B. H. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*, 4e édition, p.1-366.

BAUMOL, W. (1952). *Welfare Economics and the Theory of the State*. Cambridge, MA : Harvard University Press, p. 1-176.

BEINER, S., DROBETZ, W., SCHMID, M. et H. ZIMMERMAN (2006). « *An Integrated Framework of Corporate Governance and Firm Valuation* », *European Financial Management*, vol. 12, no 2, p. 249-283.

BERLE, A. A. et MEANS, G. C. (1932). *The Modern Corporation and Private Property*, New York : The Macmillan Company, 1^{re} édition, p. 1-396.

COLE, R. A. et H. MEHRAN (1998). « *The Effect of Changes in Ownership Structure on Performance: Evidence from the Thrift Industry* », *Journal of Financial Economics*, vol 50, no 3, p. 291-317.

CUMMINS, J. G., HASSETT, K. A. et S. D. OLINER (2006). « *Investment Behavior, Observable Expectations and Internal Funds* », *American Economic Review*, vol. 96, no 3, p. 796-810.

DEMBE, A. E. et L. I. BODEN (2000). « *Moral Hazard: A Question of Morality?* », *New Solutions* 2000, vol. 10 (3), p. 257-279.

DEMSETZ, H. et B. VILLALONGA (2001). « *Ownership Structure and Corporate Performance* », *Journal of Corporate Finance*, vol. 7, no 3, p. 221.

DOWDY, S. et S. WEARDEN (1983). *Statistics for Research*, Wiley, p. 230.

ECKBO, B. E. et D. C. SMITH (1998). « *The Conditional Performance of Insider Trades* », *The Journal of Finance*, vol. 53, no 2, p. 467-498.

ENGLE, R. F. (1982). « *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation* », *Econometrica*, vol. 50 (4), p. 987-1007.

FAMA, E. F. et K. R. FRENCH (1992). « *The Cross-Section of Expected Stock Returns* », *The Journal of Finance*, vol. XLVII, no 2, p. 427-465.

FAMA, E. F. et M. JENSEN (1983). « *Separation of Ownership and Control* », *Journal of Law and Economics*, vol 26, p. 74-78.

GLANTZ, S. A. et K. B. SLINKER (1990). *Primer of Applied Regression and Analysis of Variance*, McGraw-Hill, 6e édition, p. 1-777.

GRAHAM, J. R. et C. R. HARVEY (2001). « *The Theory and Practice of Corporate Finance : Evidence from the Field* », *Journal of Financial Economics*, vol. 60, p. 195.

HERMALIN, B. E. et M. S. WEISBACH (1991). « *The Effects of Board Composition and Direct Incentives on Firm Performance* », *Financial Management*, p. 101-112.

HIMMELBERG, C. P., HUBBARD, R. G. et D. PALIA (1999). « *Understanding the Determinants of Managerial Ownership and the Link between Ownership and Performance* », *Journal of Financial Economics*, vol. 53, p. 353-384.

<http://www.laws.justice.gc.ca/fra/lois/B-1.01/TexteComplet.html>, site Web consulté le 3 septembre 2014.

<https://www.princeton.edu/~slynch/soc504/multicollinearity.pdf>, site Web consulté le 15 septembre 2014.

http://www.univ-orleans.fr/deg/masters/ESA/CH/CoursPanel_Chap1.pdf, site Web consulté le 3 septembre 2014.

JENSEN M. et W. MECKLING (1976). « *Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Capital Structure* », *Journal of Financial Economics*, vol. 3, p. 305-360.

KASERER, C. et B. MOLDENHAUER (2007). « *Insider Ownership and Corporate Performance : Evidence from Germany* », *Review of Managerial Science*, vol. 2, no 1, p. 1-35.

McCONNELL, J. J. et H. SERVAES (1990). « *Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate Value* », *Journal of Financial Economics*, vol. 27, no 2, p. 595-612.

MERCURO, N., SOURBIS, H. et G. WHITNEY (1992). « *Ownership Structure, Value of the Firm, and the Bargaining Power of the Manager* », *Southern Economic Journal*, vol. 59, no 2, p. 273-283.

MORCK, R., SHLEIFER, A. et R. W. VISHNY (1988). « *Management Ownership and Market Valuation : an Empirical Analysis* », *Journal of Financial Economics*, vol. 20, p. 293-315.

ROBERTSON, D. et S. WRIGHT (2002). « *What does q Predict?* », University of Cambridge, Mimeo, p. 1-36.

SMITH, A. (1881). *Recherche sur la nature et les causes de la richesse des nations*, livre V intitulé Du revenu du souverain ou de la république, Traduction française de Germain Garnier, p. 45.

STEINER, T. L. (1996). « *A Reexamination of the Relationships between Ownership Structure, Firm Diversification, and Tobin's Q* », *Quarterly Journal of Business and Economics*, p. 39-48.

STULZ, R. (1988). « *Managerial Control of Voting Rights: Financing Policies and the Market for Corporate Control* », *Journal of Financial Economics*, vol. 20 (1/2), p. 25-54.

TOBIN, J. (1969). « *A General Equilibrium Approach to Monetary Theory* », *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 1, no 1, p. 15-29.

WEINSTEIN, O. (2013). « *Quelques controverses théoriques, l'entreprise dans la théorie économique* », *Comprendre l'économie*, vol. 1, p. 91-95.

WOOLDRIDGE, J. M. (2013). *Introductory Econometrics : A Modern Approach*, 5e édition, p. 1-912.

WRUCK, K.H. (1989). « *Equity Ownership Concentration and Firm Value: Evidence from Private Equity Financings* », *Journal of Financial Economics*, vol. 23, no 1, p. 3-28.