

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

LA MANIPULATION DES RÉSULTATS EXPLIQUE-T-ELLE LA
PERFORMANCE FINANCIÈRE À MOYEN ET LONG TERME DES ÉMISSIONS
SUBSÉQUENTES D' ACTIONS ?

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ADMINISTRATION DES AFFAIRES

PAR
CHAOUKI GHAOUI

MARS 2008

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENT

Je tiens à exprimer ma sincère reconnaissance à mon directeur de recherche, monsieur Maher Kooli, pour ses conseils avisés et son appui tout au long de ce mémoire.

J'adresse également mes sincères remerciements à madame Marie Hélène Noiseux et monsieur Komlan T. Sedzro, membres du comité du jury, qui ont bien voulu évaluer ce travail.

Je remercie aussi ma famille, en particulier mes parents et ma grande mère qui m'ont apporté un soutien énorme ainsi que ma femme pour son appui et ses encouragements.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES.....	v
LISTE DES TABLEAUX	vi
RÉSUMÉ.....	vii
INTRODUCTION.....	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LITTÉRATURE	3
1.1 La performance à moyen et long terme des émissions subséquentes d'actions	3
1.2 La gestion des résultats et la performance financière des émissions subséquentes d'actions.....	29
CHAPITRE II	
MÉTHODOLOGIE	40
2.1 La méthodologie de la performance anormale à moyen et long terme	40
2.1.1 L'approche en temps événementiel (event-time).....	40
2.1.2 L'approche en temps calendaire (calendar - time).....	43
2.2 La mesure des accruals	47
2.2.1 Le modèle de Healy (1985).....	48
2.2.2 Le modèle de DeAngelo (1986).....	49
2.2.3 Le modèle de Dechow et Sloan (1991)	49

2.2.4 Le modèle de Kang et Sivaramakrishnan (1995)	50
2.2.5 Le modèle de Jones (1991)	50
2.2.6 La version modifiée du modèle de Jones (1991) ..	51
 CHAPITRE III	
DONNÉES ET MÉTHODES	53
3.1 Données	53
3.2 Méthodes	62
 CHAPITRE IV	
ANALYSE DE LA PERFORMANCE DES ÉMISSIONS SUBSÉQUENTES D’ACTIONS ET DE L’HYPOTHÈSE DE LA MANIPULATION DES RÉSULTATS	66
4.1 Les résultats de la performance à moyen et long terme des émissions subséquentes d’actions sur le marché canadien	66
4.1.1 L’approche événementielle	66
4.1.2 L’approche en temps calendaire	71
4.2 L’analyse de l’hypothèse de la manipulation des résultats	75
CONCLUSION	78
BIBLIOGRAPHIE	80

LISTE DES FIGURES

Figure 3.1 Distribution de l'échantillon par année (avec chevauchement).....	56
Figure 3.2 Distribution de l'échantillon par année (sans chevauchement).....	60
Figure 4.1 Figure 4.1 Rendements anormaux cumulés (0, +36 mois), janv 1996 - sept 2006.....	68
Figure 4.2 Évolution du niveau des accruals courants discrétionnaires (ACD) pour la période (-3 ans ,+3 ans)	75

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1.1 Principales études sur la performance des émissions subséquentes d'actions.....	19
Tableau 1.2 Principales études sur la gestion des résultats et les émissions subséquentes d'actions.....	37
Tableau 3.1 : Distribution de l'échantillon (avec chevauchement) selon le nombre d'émission subséquentes d'action ordinaires janv 1996 - sept 2006.....	54
Tableau 3.2 Distribution de l'échantillon par année (avec chevauchement).....	54
Tableau 3.3 Distribution de l'échantillon par classe de taille	56
Tableau 3.4 Caractéristiques de l'échantillon des émissions subséquentes par secteur (avec chevauchement) de janv 1996 à sept 2006	58
Tableau 3.5 Distribution de l'échantillon par année (sans chevauchement).....	59
Tableau 3.6 Distribution de l'échantillon par classe de taille (sans chevauchement).....	60
Tableau 3.7 Caractéristiques de l'échantillon des émissions subséquentes par secteur (sans chevauchement) de janv 1996 à sept 2006.....	61
Tableau 4.1 Rendement anormal estimé selon l'approche en temps événementiel, janv 1996-sept 2006.....	67
Tableau 4.2 L'évolution du rendement anormal cumulé moyen, janv 1996- sept 2006	69
Tableau 4.3 Le rendement anormal cumulé par secteur, janv 1996- sept 2006	70
Tableau 4.4 Le rendement anormal cumulé (RAC) par quartiles de taille, janv 1996-sept 2006 .	71
Tableau 4.5 Résultats du modèle de Fama et French (1993), janv 1996-sept 2006.....	74
Tableau 4.6 Résultats du modèle de Carhart (1997), janv 1996-sept 2006.....	74
Tableau 4.7 Accruals courants discrétionnaires (ACD) pour les émissions subséquentes d'actions ordinaires, janv 1996-sept 2006.....	75
Tableau 4.8 Caractéristiques des émissions subséquentes d'actions dans l'année d'émission selon les quartiles d'accruals courants discrétionnaires (ACD), janv 1996-sept 2006	76
Tableau 4.9 Le rendement anormal cumulé (RAC) par quartiles d'accruals courants discrétionnaires (ACD), janv 1996- sept 2006.....	77

RÉSUMÉ

L'objectif de cette étude est d'analyser dans une première étape, la performance financière à moyen et long terme des émissions subséquentes d'actions ordinaires au Canada. Notre échantillon se compose de 327 entreprises canadiennes ayant réalisé 603 émissions d'actions ordinaires entre 1996 et septembre 2006. En utilisant le modèle de Fama et French (1993), nous calculons un rendement anormal cumulé moyen sur 36 mois suivant l'émission de -1.78 % (*statistique-t* = -1.87). Cette contre-performance est confirmée par le modèle à quatre facteurs de Carhart (1997) avec un rendement anormal cumulé moyen sur 36 mois suivant l'émission de -2.30 % (*statistique-t* = -2.45). Dans une deuxième étape, nous examinons l'hypothèse de la manipulation des résultats comme explication possible au comportement à long terme des émissions subséquentes d'actions. Nous observons que pour les entreprises qui ont procédé à une gestion agressive des résultats, le rendement anormal cumulé sur 36 mois suivant l'émission est égal à -2.21 % (*statistique-t* = -1.69). Nos résultats corroborent ceux de Teoh, Welch et Wong (1998 a et 1998 b) qui observent un comportement similaire sur le marché américain.

Mots clés : émissions subséquentes d'actions; performance à long terme; manipulation des résultats; accruals.

INTRODUCTION

L'objectif de cette recherche est d'examiner la performance à moyen et long terme des émissions subséquentes d'actions d'entreprises canadiennes et de tester l'hypothèse de la manipulation des résultats comme explication possible au comportement financier à moyen et long terme.

Le financement des entreprises par émission d'actions est une alternative importante au financement bancaire. C'est aussi, une source permanente de financement qui réduit le recours à l'endettement. Ce type de financement peut se faire soit par le recours à des émissions privées ou à des émissions publiques. Dans ce travail, nous analysons le marché des émissions suséquentes d'actions ordianires au Canada.

Les recherches sur les émissions initiales d'actions ou subséquentes sont nombreuses¹. Dans l'ensemble, les chercheurs s'accordent sur la contre-performance de ces émissions à moyen et long terme. Ce résultat, qui a été observé dans plusieurs pays, remet toutefois en cause l'hypothèse de l'efficience des marchés . À titre d'exemple, Spiess et Affleck-Graves (1995) et Brav, Geczy et Gompers (2000) observent une performance décevante à moyen et long terme de émissions subséquentes aux États-Unis. Cependant, l'ampleur de cette contre-performance varie d'une étude à l'autre. Cette différence serait attribuée, selon certains auteurs, notamment Barber et Lyon (1997) et Mitchell et Stafford (2000), aux choix méthodologiques considérés. En effet, ces auteurs montrent que la dimension méthodologique (les choix concernant la perspective temporelle, le portefeuille de référence, la mesure et le mode de pondération) influence à la fois l'ampleur de la contre-performance observée ainsi que le pouvoir explicatif des tests statistiques.

¹ Nous présentons et discutons en détail les résultats des études antérieures sur les émissions subséquentes dans la section suivante de ce travail.

Plusieurs hypothèses ont été présentées dans la littérature pour expliquer le phénomène de la contre-performance à moyen et long terme. Ces hypothèses s'accordent sur le fait que l'asymétrie d'information entre les investisseurs et les gestionnaires des entreprises émettrices explique, en partie, le comportement à moyen et long terme des émissions subséquentes. Ceci implique l'existence d'une fenêtre d'opportunité sur le marché des émissions que les entreprises tentent d'exploiter en émettant de nouveaux titres. Teoh, Welch et Wong (1998 b) avancent l'hypothèse selon laquelle les gestionnaires ont la possibilité de gérer les résultats et de profiter de cette fenêtre d'opportunité. Plusieurs études américaines ont en effet montré qu'il existe une relation significative entre la performance financière des émissions subséquentes d'actions et la gestion des résultats. Sur le marché canadien, les études sont rares et se limitent à l'examen de la performance des émissions d'actions ((Kooli et Suret, 2004) pour les émissions initiales et (Desrosiers, L'Her et Sauriol, 2004) pour les émissions subséquentes). Nous proposons dans cette recherche d'analyser le comportement des émissions subséquentes en considérant différentes approches méthodologiques: une approche en temps événementiel et une approche en temps calendaire. Nous proposons également de tester l'hypothèse de manipulation des résultats comme explication à la performance financière à moyen et long terme.

Ce travail se compose ainsi de cinq chapitres: le premier chapitre présente les principales études antérieures qui ont examiné la performance financière des émissions subséquentes d'actions ainsi que celles qui ont testé l'hypothèse de la gestion des résultats comme explication à la performance financière des émissions subséquentes d'actions. Le deuxième chapitre traite la dimension méthodologique, les mesures de la performance financière ainsi que celles pour mesurer la gestion des résultats. Le troisième chapitre présente les données et méthodes considérées. Le quatrième chapitre présente les résultats de notre étude empirique suivi de la conclusion dans le cinquième chapitre.

CHAPITRE I

REVUE DE LITTÉRATURE

L'objectif de notre mémoire est d'analyser l'hypothèse de la gestion des résultats et son impact sur la performance financière à moyen et long terme des émissions subséquentes d'actions ordinaires canadiennes. Notre revue de littérature comporte deux sections. Nous présentons dans la première section les principaux résultats des études antérieures qui ont examiné la performance financière des émissions subséquentes d'actions. Dans la deuxième section, nous examinons les principales études qui ont testé l'hypothèse de la gestion des résultats comme explication à la performance financière des émissions subséquentes d'actions.

1.1 La performance à moyen et long terme des émissions subséquentes d'action

Le phénomène de la performance financière à moyen et long terme d'émission d'actions a suscité l'intérêt de plusieurs chercheurs. Plusieurs auteurs aux États-Unis se sont intéressés à examiner ce phénomène. Les études les plus connues sont celles de Spiess et Affleck-Graves (1995), Loughran et Ritter (1995), Brav, Geczy et Gompers (2000) et Jagadeesh (2000).

Loughran et Ritter (1995) considèrent un échantillon de 3702 entreprises qui ont procédé à des émissions subséquentes d'actions pour la période allant de 1970 à 1990. Pour déterminer la performance des émissions subséquentes d'actions, les auteurs utilisent dans un premier temps comme portefeuille de référence des firmes de contrôle pairées selon la taille. Ces firmes doivent être cotées en bourse depuis cinq ans au minimum et n'ayant pas émis des actions durant cette période. Le calcul des rendements anormaux moyens équipondérés issus de la stratégie passive d'achat et de détention (BHARs équipondérés

moyens)² donne un résultat de -33% et de -59.4% pour les trois ans et les cinq ans suivant la date d'émission, respectivement.

Les auteurs ont aussi calculé la performance anormale à long terme des entreprises émettrices d'actions en utilisant des indices de marché comme portefeuilles de référence.

Les indices de marché utilisés sont : 1) l'indice CRSP AMEX-NYSE équipondéré, 2) l'indice CRSP AMEX-NYSE pondéré selon la valeur marchande, 3) l'indice CRSP NASDAQ équipondéré, 4) l'indice CRSP NASDAQ pondéré selon la valeur marchande et 5) l'indice Standard & Poor's 500.

Le calcul est effectué en utilisant le modèle d'équipondération et sur une fenêtre de 5 ans. Le BHAR équipondéré moyen sur 5 ans suivant l'émission varie selon la nature du portefeuille de référence choisie. Il est de -34.3% pour le premier indice, de -32.9% pour le deuxième indice, de -28.3% pour le troisième indice, de -19.5% pour le quatrième indice et de -9.6% pour le cinquième indice. Loughran et Ritter (1995) ont également démontré à partir des modèles à trois facteurs que la contre-performance des firmes émettrices n'est que partiellement expliquées (30%) par le ratio valeur marchande sur valeur comptable des actifs (B/M). Les auteurs constatent aussi que l'ampleur de la contre-performance des firmes émettrices qu'il s'agisse aussi bien d'émissions initiales ou d'émissions subséquentes d'actions s'atténue en recourant à la pondération par la valeur marchande pour le calcul des BHARs. L'équipondération a tendance donc à accentuer la contre-performance des firmes émettrices. Ces auteurs retiennent l'hypothèse de la fenêtre d'opportunité comme explication possible à la contre-performance aussi bien des émissions initiales d'actions que des émissions subséquentes aux États-Unis.

Spiess et Affleck-Graves (1995) considèrent un échantillon composé de 1247 entreprises américaines qui ont procédé à des émissions subséquentes d'actions durant la période allant de 1975 à 1989. Pour calculer la performance à long terme de ces émissions, les auteurs ont retenu dans une première étape la mesure des rendements anormaux

² Les auteurs ne précisent pas si les résultats des BHARs équipondérés moyens sont statistiquement significatifs.

cumulés moyens équipondérés (RACs équipondérés moyens)³. Ils retiennent trois portefeuilles de contrôle:

Le premier est composé des firmes non émettrices qui sont pairées aux firmes émettrices selon la taille. Le RAC équipondéré moyen des firmes émettrices dans ce cas est de -23.15% et de -39.36% sur 3 ans et 5 ans respectivement suivant la date d'émission.

Le deuxième portefeuille de contrôle est constitué de firmes non émettrices pairées aux firmes émettrices selon deux critères combinés : la taille et la nature de l'industrie. Les résultats selon ce portefeuille de référence donnent un RAC équipondéré moyen de -18.67%, pour les 3 ans suivant l'émission et de -31.24%, 5 ans après l'émission.

Le troisième portefeuille de contrôle est composé de firmes non émettrices qui sont pairées cette fois aux firmes émettrices selon deux autres critères qui sont la taille et le ratio valeur marchande sur valeur comptable des actifs (B/M). Le RAC équipondéré moyen, dans ce cas, est de -17.51% et de -30.99% pour les trois ans et les cinq ans suivant l'émission respectivement.

Spiess et Affleck-Graves (1995) ont eu recours dans une seconde étape, à la mesure du rendement anormal moyen équipondéré découlant de la stratégie d'achat et de détention (BHAR équipondéré moyen). Ils ont retenu les deux portefeuilles de contrôle déjà utilisés pour le calcul du RAC équipondéré moyen : le portefeuille pairé selon la taille et la nature de l'industrie ainsi que le portefeuille pairé selon la taille et le ratio B/M. Les résultats selon la mesure du BHAR confirment la contre-performance des firmes émettrices. Le BHAR équipondéré moyen des firmes émettrices calculé sur la base du portefeuille pairé selon la taille et la nature de l'industrie est de -22.84% (*statistique-t= 4.88*) et de -42.39% (*statistique-t= 5.93*) pour les 3 ans et 5 ans suivant l'émission respectivement. Les auteurs rapportent que la contre-performance constatée caractérise la majorité des années d'observation ainsi que la majorité des classes d'industries et qu'elle ne dépend pas du système de négociation en bourse retenu. Ils démontrent que cette contre-performance est plus prononcée pour les entreprises qui sont négociées sur le Nasdaq ainsi que les entreprises qui sont jeunes et celles qui ont la taille ou le ratio B/M le plus bas.

³ Les résultats pour la mesure des RACs sont significatifs au seuil de 5%. Les auteurs ne rapportent pas les t-statistiques dans leur étude.

Tout comme Loughran et Ritter (1995), Spiess et Affleck-Graves (1995) retiennent l'hypothèse d'une fenêtre d'opportunité pour expliquer cette contre-performance à long terme des émissions subséquentes d'actions.

Lee (1997) analyse un échantillon composé de 144 émissions subséquentes d'actions pour des entreprises industrielles cotées sur le marché américain (NYSE et AMEX) entre 1977 et 1986. Il calcule la performance anormale moyenne de ces émissions à l'aide du RAC moyen pour une période de 132 jours sur un horizon de 5 ans. Il observe pour l'ensemble de son échantillon un rendement anormal moyen cumulé négatif de -2.84% (*statistique-t*= -12.16). En divisant son échantillon en deux catégories (des entreprises de croissances (57 entreprises) et des entreprises à maturité (87 entreprises)), Lee observe encore un rendement anormal moyen cumulé négatif aussi bien pour les entreprises de croissance avec -2.19% (*statistique-t*=-5.93) que pour les entreprises à maturité avec -3.08% (*statistique-t*= -10.38). Ces résultats contredisent l'hypothèse selon la quelle il existe une relation positive entre l'opportunité de croissance de l'entreprise et la performance des émissions subséquentes d'actions soutenue empiriquement par les travaux de Ambarish et al. (1987) et Cooney et Kalay (1993).

Brav, Geczy et Gompers (2000) considèrent un échantillon de 4526 firmes américaines qui ont procédé à des émissions subséquentes d'actions pour la période allant de 1975 à 1992. Pour calculer la performance de ces émissions sur un horizon de 5 ans suivant l'émission, les auteurs utilisent les deux mesures de performances anormales⁴ à savoir la mesure du rendement anormal moyen découlant de la stratégie passive d'achat détention (BHAR moyen) et la mesure du rendement anormal cumulé moyen (RAC moyen). Ils utilisent aussi les deux modes de pondérations à savoir l'équipondération et la pondération par la valeur marchande. Pour calculer les performances anormales, Brav, Geczy et Gompers (2000) utilisent six portefeuilles de référence. Quatre parmi ces portefeuilles sont des indices de marché. Il s'agit de l'indice du Standard&Poor's 500,

⁴ Les auteurs ne précisent pas si les résultats sont statistiquement significatifs.

l'indice composé Nasdaq, l'indice CRSP équi pondéré ainsi que l'indice CRSP pondéré selon la valeur marchande. Les deux autres portefeuilles de référence sont composés de deux ensembles de portefeuilles de référence équi pondérés. Le premier ensemble est formé à partir des firmes listées sur le NYSE, il comporte 25 portefeuilles issus du croisement des quintiles taille et des quintiles ratio B/M. Le deuxième ensemble comprend 64 portefeuilles issus du croisement des quartiles de tailles, de ratio B/M et de momentum de rendements. Le RAC équi pondéré moyen pour le portefeuille de référence basé sur l'indice du Standard&Poor's 500 est de -24%, il est de -19.2% pour le portefeuille de référence basé sur l'indice composé Nasdaq. Sur la base de l'indice CRSP, le RAC équi pondéré moyen est de -17.2% lorsque l'indice est équi pondéré et de -20.5% lorsque l'indice est pondéré selon la valeur marchande. Les deux autres portefeuilles de références donnent des RACs équi pondérés moyens très proches : -15.4% pour le premier ensemble de portefeuilles de référence formé sur la base de la taille et du ratio B/M et -15.3% pour le deuxième ensemble de portefeuilles de référence formé sur la base de la taille, du ratio B/M et du momentum de rendement. Le calcul des RACs moyens en adoptant une pondération par la valeur marchande réduit la contre-performance des émissions. Ainsi le RAC moyen pondéré selon la valeur marchande pour le portefeuille de référence basé sur l'indice du Standard&Poor's 500 passe à -9.8%, il devient -8.8 % pour le portefeuille de référence basé sur l'indice composé Nasdaq. Sur la base de l'indice CRSP, le RAC moyen pondéré selon la valeur marchande atteint -10.1% lorsque l'indice est équi pondéré et -7.8% lorsque l'indice est pondéré selon la valeur marchande. Les deux autres portefeuilles de référence donnent par contre des RACs moyens pondérés selon la valeur marchande plus élevés que dans le premier cas. Les RACs moyens pondérés selon la valeur marchande deviennent respectivement -15.9% et -17.1% pour le premier ensemble de portefeuilles de référence formé sur la base de la taille et du ratio B/M et pour le deuxième ensemble de portefeuilles de référence formé sur la base de la taille, du ratio B/M et du momentum de rendement. Les résultats des BHARs confirment la contre-performance des émissions donnée par la mesure du RAC. Le BHAR équi pondéré moyen pour le portefeuille de référence basé sur l'indice du Standard&Poor's 500 est de -30.1%, il est de -19.5% lorsque le portefeuille de référence est basé sur l'indice composé Nasdaq. Sur la base de l'indice CRSP équi pondéré, le BHAR équi pondéré moyen est de -24.2%, il demeure relativement le même (-24%)

lorsque l'indice CRSP est pondéré selon la valeur marchande. Les deux autres portefeuilles de références donnent des BHARs équipondérés moyens de -26.3% et -27.3% respectivement pour le premier ensemble de portefeuilles de référence formé sur la base de la taille et du ratio B/M et pour le deuxième ensemble de portefeuilles de référence formé sur la base de la taille, du ratio B/M et du momentum de rendement. L'adoption de la pondération par la valeur marchande pour le calcul des BHARs diminue l'ampleur de la contre-performance des émissions pour tout les portefeuilles de référence sauf pour celui qui est basé sur l'indice CRSP équipondéré pour le quel le BHAR augmente légèrement à -26.9%. Pour le portefeuille de référence basé sur l'indice CRSP pondéré par la valeur marchande, le BHAR pondéré par la valeur marchande est de -14.1%. Le BHAR pondéré par la valeur marchande du portefeuille de référence basé sur l'indice Standard&Poor's tout comme celui basé sur l'indice composé Nasdaq dégringole pour atteindre respectivement -19% et -14%. Les deux autres portefeuilles de références donnent des BHARs moyens pondérés par la valeur marchande de -25 % pour le premier ensemble de portefeuilles de référence et de -23.8% pour le deuxième ensemble de portefeuilles de référence. Les résultats obtenus confirment la contre-performance des émissions subséquentes d'actions sur un horizon de 5 ans suivant l'émission. Cette contre-performance est confirmée aussi bien par la mesure du RAC que par la mesure du BHAR. Les résultats de la contre-performance obtenus à l'aide de la mesure du BHAR sont plus sévères que ceux obtenus par la mesure du RAC et ce quelque soit le mode de pondération. Cependant, la pondération par la valeur marchande diminue l'ampleur de cette contre-performance pour la majorité des portefeuilles de référence retenus.

Jagadeesh (2000) considère un échantillon de 2992 firmes américaines qui ont réalisé des émissions subséquentes d'actions durant la période de 1970 à 1994. L'auteur utilise la mesure du rendement anormal issu d'une stratégie d'achat et de détention (BHAR) pour déterminer la performance anormale des firmes émettrices de l'échantillon retenu sur un horizon de 5 ans. Il utilise pour le calcul du BHAR des rendements équipondérés. L'auteur utilise huit types de portefeuilles de référence. Deux parmi ces huit portefeuilles sont des indices de marché issus de l'indice CRSP ne contenant pas les entreprises de services publics (un indice CRSP équipondéré et indice CRSP pondéré selon la valeur marchande).

Les six autres portefeuilles de référence sont des portefeuilles formés en fonction de six caractéristiques : 1) la taille, 2) la combinaison taille et ratio B/M, 3) la combinaison taille et ratio « Earning Price Ratio », 4) la combinaison taille et rendement boursier 6 mois avant l'émission, 5) la combinaison taille et rendement boursier 36 mois avant l'émission et 6) la combinaison de tous les critères précédents. Tout comme Loughran et Ritter (1995) et Spiess et Affleck-Graves (1995), Jagadeesh a constaté une contre-performance des émissions subséquentes d'action sur un horizon de 5 ans. Il rapporte que l'ampleur de la contre-performance varie selon les portefeuilles de référence choisis. La plus forte contre-performance est observée pour le portefeuille de référence composé de l'indice CRSP équipondéré avec un BHAR équipondéré moyen de -55.4% (*statistique-t* = -3.15). La plus faible contre-performance est associée au portefeuille de référence formé sur la base du critère taille et ratio B/M avec un BHAR équipondéré moyen de -34.3% (*statistique-t* = -2.21). Le BHAR équipondéré moyen atteint -36.6% (*statistique-t* = -1.99) lorsque le portefeuille de référence est composé de l'indice CRSP pondéré selon la valeur marchande. Le BHAR équipondéré moyen calculé à partir du portefeuille de référence basé sur le critère taille est de -47.5% (*statistique-t* = -2.73). Pour le portefeuille de référence composé à partir de la combinaison des critères taille et ratio « Earning Price Ratio », le BHAR équipondéré moyen atteint -39.6% (*statistique-t* = -2.89). Le BHAR équipondéré moyen pour le cas du portefeuille de référence basé sur le critère de la taille combinée avec le rendement 6 mois avant l'émission est de -48.5% (*statistique-t* = -3.04).

Sur la base du portefeuille de référence formé par la combinaison des critères taille et rendement 36 mois avant l'émission, le BHAR équipondéré moyen donne une valeur de -38.9% (*statistique-t* = -2.26). Pour le dernier portefeuille de référence, celui qui est formé par la combinaison de tous les critères sus-indiqués, le BHAR équipondéré moyen est de -37.3% (*statistique-t* = -2.48). Les calculs précédents sont effectués en excluant de chaque portefeuille de référence les firmes qui ont procédé à une émission initiale ou subséquentes d'actions durant la période étudiée. L'inclusion de ces firmes dans chaque portefeuille de référence fait grimper la contre-performance des firmes émettrices. Par exemple, le BHAR moyen des firmes émettrices passe à -20.15% (*statistique-t* = -1.15) pour le cas du portefeuille de référence composé de l'indice CRSP équipondéré ou encore à -25.8% (*statistique-t* = -2.29) dans le cas du portefeuille de référence combinant tous les critères.

Jagadeesh a aussi testé l'ampleur de la contre-performance des firmes émettrices à partir de deux critères à savoir la taille et le ratio B/M. Chaque critère est divisé en cinq groupes (quintiles) de façon à obtenir 25 sous-groupes combinant critère taille et ratio B/M. Chacune des firmes émettrices est affectées à l'un de ces sous-groupes. Cette même procédure a été utilisée pour composer 25 sous-groupes des firmes non émettrices du portefeuille de référence (taille). À partir de ces deux sous-groupes de firmes émettrices et de firmes non émettrices de portefeuille de référence (taille), l'auteur détermine les BHARS moyens⁵ pour chacun des quintiles taille et des quintiles ratio B/M. Il constate que les firmes appartenant au quintile taille le plus bas réalisent la plus grande contre-performance avec un rendement anormal moyen de -63.9% tandis que le quintile taille le plus élevé dégage un rendement anormal moyen de -30.5%. Les entreprises appartenant au quintile ayant le plus grand ratio B/M génèrent un rendement anormal moyen élevé de -66.9% contre un faible rendement anormal moyen de -8.2% pour les entreprises appartenant au quintile ratio B/M le plus bas. En adoptant pour les fins des calculs un portefeuille de référence basé sur la combinaison des critères taille et ratio B/M, l'auteur constate que le rendement anormal moyen des firmes émettrices du quintile taille le plus bas (-39.1%) se rapproche de celui du quintile taille le plus élevée. Tandis qu'il observe une inversion des rendements anormaux moyens des firmes émettrices appartenant aux quintiles B/M le plus haut (-23.5% contre -66.9% dans le cas précédent) et le quintile B/M le plus bas (-51.4% contre -8.2% dans le cas précédent).

L'étude de Jagadeesh, à l'instar des autres études traitant les émissions subséquentes d'actions des firmes américaines, confirme la contre-performance à long terme mais dénote que l'ampleur de cette contre-performance varie selon les portefeuilles de référence retenus et selon la technique de pairage. Cette contre-performance est observée aussi bien pour les firmes de petite taille et en croissance (ratio B/M élevé) que pour les firmes de grande taille et de valeur (ratio B/M bas). Ces résultats confirment ceux de Loughran et Ritter (1995) qui rapportent une contre-performance à long terme aussi bien pour les entreprises émettrices de grande taille (-0.24% sur une base mensuelle) que pour les entreprises émettrices de petite taille (-0.26% sur une base mensuelle).

⁵ Les auteurs ne précisent pas si ces résultats sont significatifs.

Mitchell et Stafford (2000) considèrent un échantillon de 4911 émissions subséquentes d'actions réalisées par des firmes américaines pour la période de 1958 à 1993. Pour calculer la performance anormale des émissions subséquentes d'actions, Mitchell et Stafford (2000) utilisent la mesure des rendements anormaux moyens découlant de l'achat détention (BHARs moyens) sur un horizon de 3 ans. Ils adoptent pour les fins du calcul les deux modes de pondération à savoir l'équipondération et la pondération par la valeur marchande. Tout comme Brav, Geczy et Gompers (2000), Mitchell et Stafford (2000) calculent les BHARs moyens en se basant sur l'approche des portefeuilles de référence telle que décrite par Fama et French (1992,1993). Les portefeuilles de référence choisis comportent 25 portefeuilles formés à partir des firmes listées sur le NYSE et issus du croisement des quintiles taille et des quintiles ratio B/M. Le calcul du BHAR équipondéré moyen 3 ans suivant l'émission donne alors un résultat de -10.2% (*Valeur-p*=0.000). La pondération par la valeur marchande fait chuter le BHAR au niveau de -4.2% (*Valeur-p* =0.165). Mitchell et Stafford (2000) pense qu'il y a une surestimation de la significativité des résultats obtenus et ce en raison de l'existance du problème des corrélations positives en coupe transversale des rendements anormaux. Ce problème est d'autant plus observé lorsque l'échantillon est grand. Les auteurs pensent que la méthode du bootstrapping qui est préconisée par certains autres auteurs notamment Ikenberry, Lakonishock et Vermaelen (1995) et Lee (1997) ne peut pas résoudre ce problème car cette méthode n'est pas en mesure de capturer la corrélation en coupe transversale qui est reliée à l'effet de l'industrie tel que documenté par Bernard (1987).

Cependant, Mitchell et Stafford (2000) tout comme Fama (1998) prône l'adoption de l'approche calendaire qui selon eux, corrige le problème de dépendance en coupe transversale des rendements. Les auteurs calculent la performance anormale en temps calendaire en utilisant le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993). Les résultats obtenus confirment une contre-performance statistiquement significative lorsque le modèle est équipondéré soit -11.88% ($\alpha = -0.03$ par mois, *statistique t*= -5.19) et une très faible contre-performance mais non statistiquement significative lorsque le modèle est pondéré par la valeur marchande soit -1.08% ($\alpha = -0.03$ par mois, *statistique t*= -0.44).

En somme, les résultats dégagés par Mitchell et Stafford (2000) corroborent avec les multiples études qui ont examiné le phénomène de la performance des émissions subséquentes d'actions. Cependant les auteurs remettent en cause la robustesse des résultats de certains travaux à cause du manque de puissance des tests statistiques choisis et de la sensibilité des résultats aux choix méthodologiques. En effet, ils croient que l'approche méthodologique adoptée pour mesurer les rendements anormaux influence à la fois la taille et la robustesse du test statistique. Ainsi, ils adoptent pour leurs études plusieurs méthodes de calcul pour déterminer la robustesse de leurs résultats.

Cai et Loughran (1998) considèrent un échantillon composé de 987 entreprises japonaises qui ont procédé à 1389 émissions subséquentes d'actions pour la période de 1971 à 1992. Les auteurs analysent la performance à long terme de ces émissions en retenant la mesure des rendements anormaux moyens équipondérés découlant de la stratégie passive d'achat détention (BHARs moyens équipondérés) pour des fenêtres de calculs de 1 an, 3 ans et 5 ans après l'émission. Ils considèrent six portefeuilles de référence pour les fins de calcul : (1) un portefeuille équipondéré composé des titres du marché japonais, (2) un portefeuille équipondéré selon l'industrie composé des titres du marché japonais, (3) un portefeuille de contrôle selon la taille, (4) un portefeuille de contrôle selon le ratio (B/M), (5) un portefeuille de contrôle selon la taille et le ratio (B/M), et (6) un portefeuille de contrôle selon l'industrie et le ratio (B/M). Ils constatent que les entreprises de l'échantillon retenu performent moins que les portefeuilles de référence retenus. Par exemple, les entreprises émettrices ont un rendement anormal moyen équipondéré découlant de la stratégie achat détention (BHAR équipondéré moyen) sur la base du portefeuille de référence (benchmark) composé du portefeuille de référence de l'indice TSE équipondéré de -7.4%, -19.7% et -47.9% pour la première année, la troisième année et la cinquième année suivant l'émission respectivement. Le BHAR équipondéré moyen calculé sur la base du portefeuille de référence formé à l'aide du portefeuille équipondéré selon l'industrie composé des titres du marché japonais (TSE équipondéré) est de -5.5%, -18.8% et -47.2% pour la première année, la troisième année et la cinquième année suivant l'émission respectivement.

Le BHAR équipondéré moyen calculé sur la base du portefeuille de référence - firme de contrôle pairée selon la taille - et sur l'horizon de 1 an (3 ans et 5 ans) suivant l'émission donne un résultat de -6.4% (-17.8% et -38.8%). Le calcul des BHARs équipondérés moyens pour les autres portefeuilles de référence (benchmarks) donne une tendance similaire aux benchmarks cités précédemment, c'est-à-dire une contre-performance pour la première année suivant l'émission qui s'accroît la troisième et la cinquième année après l'émission. Le BHAR équipondéré moyen calculé sur la base du benchmark (ratio B/M) donne un résultat de -9.1%, -25.9% et -57.6% sur les horizons respectifs de un an, trois ans et cinq ans après l'émission. Sur la base du benchmark composé d'un portefeuille de contrôle selon la taille et le ratio (B/M), le BHAR équipondéré moyen est respectivement de -5.7 %, -11.6% et -29.1% pour les première, troisième et cinquième années suivant l'émission. Sur la base du portefeuille de référence composé du portefeuille de contrôle selon l'industrie et le ratio (B/M), le BHAR équipondéré moyen est de -6.2% une année après l'émission, -17.1% deux années après l'émission et -41.7% cinq années suivant l'émission. Cai et Loughran (1998) concluent que le comportement à long terme des entreprises japonaises qui ont procédé à des émissions subséquentes d'actions est comparable à celui des entreprises américaines. Ils rejettent, cependant, l'hypothèse du coût d'agence et celle du free cash-flow pour expliquer cette contre-performance à long terme et retiennent l'hypothèse de la « fenêtre d'opportunité », telle qu'avancée par Loughran et Ritter (1995).

Mathew (2002) examine la performance à long terme des émissions subséquentes d'actions dans trois pays du Sud Est Asiatique : Le Japon, La Corée et Hong-Kong. Il considère pour le Japon un échantillon de 744 émissions subséquentes d'actions pour la période allant de 1977 à 1992. Pour la Corée, l'échantillon étudié comporte 415 émissions subséquentes d'actions pour la période de 1979 à 1992. Pour Hong-Kong, il considère un échantillon de 313 émissions subséquentes d'actions pour la période de 1982 à 1992. Mathew calcule pour chaque pays les RACs moyens ainsi que les BHARs moyens. Il se base sur le portefeuille de marché comme portefeuille de référence, adopte un mode d'équipondération et utilise un horizon de 36 mois (3 ans).

L'auteur constate une contre-performance sur les 3 ans suivant l'émission pour les trois pays. Cette contre-performance est plus forte et plus significative pour le Japon et Hong-Kong. En effet, il observe, pour le Japon, un RAC équipondéré moyen négatif de -1.013% (*statistique-t*= -5.419) ainsi qu'un BHAR équipondéré moyen négatif de -36.693% (*statistique-t*= -5.602). Il constate que cette contre-performance ne dépend pas de la taille des firmes et qu'elle est plus intense pour les entreprises les plus âgées. Le RAC équipondéré moyen pour les émissions de Hong-Kong est aussi négatif, il est de -1.009% (*statistique-t*= -2.564), de même que le BHAR équipondéré moyen qui est de -36.772% (*statistique-t*= -2.712). Cette contre-performance est plus intense pour les entreprises de grande taille et dont les capitalisations boursières connaissent une plus grande variation. Les résultats des performances pour le cas de la Corée avoisinent la moitié de ce qui est observé dans les deux autres pays mais sont statistiquement non significatifs. Le RAC équipondéré moyen des dites émissions est de -0.479% (*statistique-t*= -1.204). L'auteur constate que ce rendement est significatif au seuil de 5% uniquement pour une période de 14 mois des 36 mois suivant l'émission (7^{ème} mois au 20^{ème} mois). Le BHAR équipondéré moyen est de -17.380% (*statistique-t*= -1.577). La non significativité des résultats provient selon l'auteur du fait d'un fort interventionnisme des autorités qui contrôlent les volumes ainsi que les prix d'émission.

Mathew conclue que les résultats pour le Japon et Hong-Kong sont semblables à ceux observés sur le marché américain. Cette similarité est expliquée par un degré de déréglementation et de libéralisation de ces deux marchés financiers comparable à celui du marché américain. Ce qui n'est pas le cas pour la Corée qui est caractérisée par une spécificité institutionnelle et beaucoup de restrictions. L'auteur retient tout comme Loughran et Ritter (1995) et Spiess et Affleck-Graves (1995) l'hypothèse d'asymétrie d'information entre les investisseurs et les dirigeants de ces firmes émettrices comme explication possible à ce comportement à moyen et long terme. Selon cette hypothèse, l'entreprise émet des actions lorsque ses actions sont surévaluées.

Jeanneret (2000) examine le phénomène de la performance à long terme des émissions subséquentes d'actions des firmes émettrices françaises pour la période de 1982 à 1997. L'auteur considère un échantillon de 592 émissions qu'il subdivise en deux sous échantillons selon le mode d'émission : un échantillon composé des émissions avec droits de souscriptions (379 émissions) et un échantillon composé des émissions publiques (213 émissions). Pour mesurer la performance anormale des firmes émettrices, l'auteur utilise le RAC moyen et le BHAR moyen en considérant pour le calcul les deux modes de pondération : l'équipondération et la pondération selon la valeur marchande. L'auteur choisit des firmes de contrôle comme portefeuille de référence, le jumelage des firmes émettrices aux firmes de contrôle se fait sur la base de la taille et du ratio B/M. Les résultats rapportés par Jeanneret corroborent avec les trouvailles des autres études concernant les firmes émettrices américaines. Jeanneret constate que les firmes émettrices françaises réalisent une contre-performance sur un horizon de 36 mois indépendamment de la mesure de performance considérée. Pour les émissions avec droits de souscription, le RAC équipondéré moyen est de -16.28% (*statistique-t*= -3.04) pour les 36 mois suivant l'émission. Le RAC équipondéré moyen pour les émissions publiques pour les 36 mois suivant l'émission est de -22.55% (*statistique-t*= -1.78). La pondération par la valeur marchande a pour effet d'atténuer la contre-performance. Ainsi, le RAC moyen devient -13.86% (*statistique-t*=-3.42) pour le premier mode d'émission (émission avec droits de souscription) et de -11.30% (*statistique-t*= -1.25) pour le deuxième mode d'émission (émission public). La performance anormale mesurée par le BHAR moyen sur un horizon de 36 mois confirme la contre-performance observée à l'aide de la mesure du RAC moyen. Le BHAR équipondéré moyen des émissions avec droits de souscription est de -44.43% (*statistique-t*= -4.67) alors qu'il est de -17.18% (*statistique-t*= -1.05) pour les émissions publiques. La pondération par la valeur marchande atténuée comme dans le cas du RAC moyen, la contre-performance des émissions : le BHAR moyen pour les émissions avec droits de souscription devient alors -29.18% (*statistique-t*= -4.91) tandis que le BHAR pour les émissions publiques est de -16.86% (*statistique-t*= -1.31). Jeanneret a aussi calculé la contre-performance en se basant sur le motif d'émission en retenant deux motifs : le motif d'investissement spécifique et le motif de modification de la structure de capital.

Dans le cas d'investissement spécifique, le RAC équipondéré moyen est de -30.17% (*statistique-t=-3.67*) tandis que le RAC moyen pondéré selon la valeur marchande est de -24.36% (*statistique-t=-3.75*). Ces résultats sont amplifiés en utilisant le BHAR moyen comme mesure de la performance anormale. Le BHAR équipondéré moyen est de -43.09% (*statistique-t=-3.51*) alors que le BHAR moyen pondéré selon la valeur marchande est de -39.91% (*statistique-t=-4.74*). Dans le cas de modification de la structure de capital, la contre-performance est beaucoup moins faible mais non significative. Le RAC équipondéré moyen est de -9.09% (*statistique-t=-0.80*) alors que le RAC moyen pondéré selon la valeur marchande est de -5.75% (*statistique-t=-0.71*). Les BHARs moyens sont de -12.72% (*statistique-t= -1.08*) pour le BHAR équipondéré moyen et de -15.41% (*statistique-t=-1.38*) pour le BHAR moyen pondéré selon la valeur marchande.

Desrosiers, L'Her et Sauriol (2004) considèrent un échantillon de 161 émissions subséquentes d'actions canadiennes pour la période de 1986 à 2001. Pour calculer la performance anormale à long terme des émissions subséquentes d'actions, les auteurs considèrent l'approche en temps événementiel et l'approche en temps calendaire. Pour l'approche en temps événementiel, les auteurs utilisent deux mesures : le rendement anormal moyen cumulé (RAC moyen) et le rendement anormal moyen issu de la stratégie d'achat et de détention (BHAR moyen). Ces deux mesures sont calculées à partir de rendements équipondérés et de rendements pondérés selon la valeur marchande. Les auteurs utilisent comme benchmark des portefeuilles de contrôle construits sur la base de la taille et du ratio (B/M). Seize portefeuilles de contrôle sont ainsi construits par la jonction entre des quartiles de taille et des quartiles de ratio B/M. Les résultats de l'étude de Desrosiers, L'Her et Sauriol (2004) confirment le phénomène de contre-performance des émissions subséquentes d'actions sur le marché canadien. Les RACs équipondérés moyens sont de -13.5% (*statistique t= -3.58*), -25.57% (*statistique t= -4.12*) et -32.23% (*statistique t= -3.78*) respectivement sur les horizons de 1 an, 2 ans et 3 ans suivant l'émission. La pondération par la valeur marchande des rendements réduit énormément cette contre-performance. Les RACs moyens pondérés par la valeur marchande deviennent -2.85% (*statistique t= -1.18*), -10.55% (*statistique t= -2.69*) et -16.49% (*statistique t= -3.15*) respectivement sur les horizons de 1 an, 2 ans et 3 ans suivant l'émission.

L'utilisation de la mesure du BHAR confirme encore cette contre-performance. En effet, le BHAR équipondéré moyen 1 an suivant l'émission est de -12,71% (*statistique t* = -2,94) et -2,64% (*statistique t* = -0,89) lorsque les rendements sont pondérés par la valeur marchande. Le BHAR équipondéré moyen 2 ans suivant l'émission atteint -23.90% (*statistique t* = -2.54), mais se réduit à -13.64% (*statistique t* = -3.12) lorsque les rendements sont pondérés par la valeur marchande. Le BHAR équipondéré moyen est de -41.27% (*statistique t* = -5.08) pour les 3 années suivant l'émission, alors que le rendement anormal pondéré par la valeur marchande est de -26.05% (*statistique t* = -4.96). Pour l'approche en temps calendaire, ils utilisent deux mesures pour estimer la performance anormale moyenne sur les horizons de 1 an, 2 ans et 3 ans suivant l'émission : le rendement anormal moyen en temps calendaire (CTAR moyen) et le coefficient α du modèle à 3 facteurs de Fama et French (1993). Les résultats selon cette approche confirment encore une fois la contre-performance des émissions subséquentes d'actions canadiennes. Les CTARs moyens sont négatives sur les trois horizons de calcul. Le CTAR équipondéré moyen donne un résultat de -12.94% (*statistique t* = -2.86), 1 an suivant l'émission, mais se réduit à -3.94% (*statistique t* = -0.78) lorsque les rendements sont pondérés par la valeur marchande. Le CTAR équipondéré moyen devient -24.48% (*statistique t* = -3.87), 2 ans suivant l'émission et -12.36% (*statistique t* = -1.68) lorsque les rendements sont pondérés par la valeur marchande. Le CTAR moyen sur les 3 ans suivant l'émission donne des résultats proches lorsque les rendements sont équipondérés (-29.63% (*statistique t* = -3.32)) ou pondérés par la valeur marchande (-24.73% (*statistique t* = -2.08)). Les auteurs confirment donc l'existence de la contre-performance des émissions subséquentes d'actions sur le marché canadien. Cette contre-performance est toutefois plus prononcée que la contre-performance observée sur le marché américain telle que rapportée par les études de Mitchell et Stafford (2000), Bray, Geczy et Gompers (2000) et Jagadeesh (2000). Par ailleurs, les auteurs calculent la performance anormale moyenne des émissions subséquentes d'actions sur une période d'un an précédant l'émission et observent des rendements anormaux positifs. Ils concluent que le phénomène de la contre-performance des émissions subséquentes d'actions canadiennes peut être expliqué par l'existence d'une fenêtre d'opportunité.

Nous présentons dans ce qui suit un tableau récapitulatif des principales études sur la performance à moyen et long terme des émissions subséquentes d'actions. Le tableau présente pour chaque étude, l'auteur ou les auteurs qui ont analysé la performance financière des émissions subséquentes d'actions, la revue dans laquelle est publiée l'étude, la période d'étude, le pays d'étude, la taille de l'échantillon, le ou les benchmarks utilisés pour le calcul des performances financières anormales et les principaux résultats observés.

Tableau 1.1 Principales études sur la performance des émissions subséquentes d'actions

Auteurs	Revue/ Publication	Période	Pays	Échantillon	Benchmarks	Résultats
Loughran et Ritter (1995)	<i>Journal of Finance</i>	1970- 1990	États-Unis	3702 entreprises		Les auteurs constatent une contre performance des ESAs :
					- firmes pairées selon la taille	BHAR équipondéré moyen , 3 ans ,-33% et 5 ans, -59.4%
					- l'indice CRSP- AMEX- NYSE équipondéré	BHAR équipondéré moyen , 5 ans -34.3%
					- l'indice CRSP AMEX-NYSE pondéré par la valeur marchande	BHAR équipondéré moyen, 5 ans -32.9%
					- l'indice CRSP NASDAQ équipondéré	BHAR équipondéré moyen, 5 ans -28.3%
					- l'indice CRSP NASDAQ pondéré par la valeur marchande	BHAR équipondéré moyen, 5 ans -19.5%
					- l'indice standard & poor's 500	BHAR équipondéré moyen, 5 ans -9.6%
					- modèle Fama et French (1993) (modèle équipondéré)	Alpha = -0.27% (statistique-t= -2.8)
- modèle Fama et French (1993) (pondéré par la valeur marchande)	Alpha = -0.34% (statistique-t= -3)					

Tableau 1.1 Principales études sur la performance des émissions subséquentes d'actions (suite)

Auteurs	Revue/ Publication	Période	Pays	Échantillon	Benchmarks	Résultats
Spiess, D.K. et J. Affleck-Graves (1995)	<i>Journal of Financial Economics</i>	1975 -1989	États-Unis	1247 entreprises	- firmes de contrôle pariées selon la taille	RAC équipondéré moyen, 3ans (-23.15%) et; CAR équipondéré moyen, 5an (-39.36%) les deux significatif au niveau de 5%
					- firmes de contrôle pariées selon la taille et l'industrie	<div style="display: flex; align-items: center;"> <div style="font-size: 3em; margin-right: 5px;">{</div> <div> CAR équipondéré moyen, 3ans (-18.67%) et; CAR équipondéré moyen ,5ans (-31.24%) : les deux significatif au niveau de 5% </div> </div>
					- firmes de contrôle pariées selon la taille et le ratio B/M	<div style="display: flex; align-items: center;"> <div style="font-size: 3em; margin-right: 5px;">{</div> <div> BHAR équipondéré moyen, 3ans (-22.84%) : (statistique-t= 4.88) et BHAR équipondéré moyen 5ans (-42.39%) :(statistique-t= 5.93) </div> </div>
Lee H.W (1997)	<i>The Quarterly Review of Economics and Finance</i>	1977 -1986	États-Unis	144 émissions	- l'indice CRSP pondéré par la valeur marchande	CAR équipondéré moyen, 3ans (-17.51%) et; CAR équipondéré moyen,5ans (-30.99%) :les deux significatif au niveau de 5%
						RAC moyen, 132jours,(-2.84%) (statistique-z= -12.16).

Tableau 1.1 Principales études sur la performance des émissions subséquentes d'actions (suite)

Auteurs	Revue/ Publication	Période	Pays	Échantillon	Benchmarks	Résultats
Jagadeesh (2000)	<i>Financial Management</i>	1970 -1994	États-Unis	2992 entreprises	- l'indice CRSP équipondéré	BHAR équipondéré moyen, 5ans -55.4% (statistique-t= -3.15)
					- l'indice CRSP pondéré par la valeur marchande	BHAR équipondéré moyen, 5ans -36.6% (statistique-t= -1.99)
					- portefeuille de référence basé sur le critère taille	BHAR équipondéré moyen, 5ans -47.5% (statistique-t= -2.73)
					- portefeuille de référence basé sur le critère taille et ratio B/M	BHAR équipondéré moyen, 5ans -34.3% (statistique-t= -2.21)
					- portefeuille de référence basé sur le critère taille et ratio E/P	BHAR équipondéré moyen, 5ans -39.6% (statistique-t= -2.89)
					- portefeuille de référence basé sur le critère taille et le rendement 6 mois avant l'émission	BHAR équipondéré moyen, 5ans -48.5% (statistique-t= -3.04)
					- portefeuille de référence basé sur le critère taille et le rendement 36 mois avant l'émission	BHAR équipondéré moyen, 5ans -38.9% (statistique-t= -2.26)
					- portefeuille de référence basé sur le critère taille, ratio B/M, le ratio E/P et le rendement 6 mois et 36 mois avant l'émission.	BHAR équipondéré moyen, 5ans -37.3% (statistique-t= -2.48)

Tableau 1.1 Principales études sur la performance des émissions subséquentes d'actions (suite)

Auteurs	Revue/ Publication	Période	Pays	Échantillon	Benchmarks	Résultats
Brav, Geczy et Gompers (2000)	<i>Journal of Financial Economics</i>	1975 -1992	États-Unis	4526 entreprises	<ul style="list-style-type: none"> - l'indice Standard & Poor's 500 - l'indice composé Nasdaq - l'indice CRSP équi pondéré 	<ul style="list-style-type: none"> { RAC équi pondéré moyen, 5ans (-24%) et; RAC moyen pondéré par la valeur marchande ,5ans (-9.8%) { BHAR équi pondéré moyen, 5ans (-30.1%) et; BHAR moyen pondéré par la valeur marchande, 5ans (-42.39%) { RAC équi pondéré moyen, 5ans (-19.2%) et; RAC moyen pondéré par la valeur marchande ,5ans (-8.8%) { BHAR équi pondéré moyen, 5ans (-19.5%) et; BHAR moyen pondéré par la valeur marchande, 5ans (-14.1%) { RAC équi pondéré moyen, 5ans (-17.2%) et; RAC moyen pondéré par la valeur marchande ,5ans (-10.1%) { BHAR équi pondéré moyen, 5ans (-24.2%) et; BHAR moyen pondéré par la valeur marchande, 5ans (-26.9%)

Tableau 1.1 Principales études sur la performance des émissions subséquentes d'actions (suite)

Auteurs	Revue/ Publication	Période	Pays	Échantillon	Benchmarks	Résultats
Mitchell et Stafford (2000)	<i>Journal of Business</i>	1958 -1993	États-Unis	4911 émissions	- modèle Fama et French (1993) (modèle équipondéré)	$\alpha = -0.37\%$ (statistique-t= -4.81)
					- modèle Fama et French (1993) (pondéré par la valeur marchande)	$\alpha = -0.14\%$ (statistique-t= -1.36)
					- modèle de Carhart (1997) (modèle équipondéré)	$\alpha = -0.28\%$ (statistique-t= -3.34)
					- modèle de Carhart (1997) (pondéré par la valeur marchande)	$\alpha = -0.07\%$ (statistique-t= -0.65)
					25 portefeuilles formés à partir des firmes listées sur le NYSE, issus du croisement des quintiles taille et des quintiles ratio B/M	BHAR équipondéré moyen, 3 ans -10.2% (p=0.000) et; BHAR moyen pondéré par la valeur marchande, 3ans -4.2% (p=0.165)
					le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) en approche calendaire :	
					- équipondéré	CTAR = -11.88% ($\alpha = -0,33$ par mois et statistique t= -5.19)
					- pondéré par la valeur marchande	CTAR = -1.08 % ($\alpha = -0,03$ par mois et statistique t= -044)

Tableau 1.1 Principales études sur la performance des émissions subséquentes d'actions (suite)

Auteurs	Revue/ Publication	Période	Pays	Échantillon	Benchmarks	Résultats
Jeanneret (2000)	<i>Working Paper Institut de l'entreprise</i>	1982- 1997	France	592 émissions : 379 émissions selon le processus d'émission et 213 émissions selon le motif d'émission	Le modèle à 3 facteurs de Fama et french (1993) : - équi pondéré - pondéré par la valeur marchande - firmes de contrôle pairées selon la taille et le ratio B/M	1an, $\alpha = -13,2$ (statistique t= -2.92) 2ans, $\alpha = -21,6$ (statistique t= -3.67) 3ans, $\alpha = -28,8$ (statistique t= -3.16) 1an, $\alpha = -3,6$ (statistique t= -0.66) 2ans, $\alpha = -7,2$ (statistique t= -0.89) 3ans, $\alpha = -14,4$ (statistique t= -1.35) Performance selon processus d'émission : ✓ 336 émissions avec droit de souscription RAC équi pondéré moyen, 3ans (-16.28%) :(statistique-t= -3.04) et; RAC moyen pondéré par la valeur marchande , 3ans (- 13.86%) (statistique-t= -3.42) BHAR équi pondéré moyen, 3ans -44.43% :(statistique-t= -4.67) et; BHAR moyen pondéré par la valeur marchande,3ans - 29.18% (statistique-t= -4.91)

Tableau 1.1 Principales études sur la performance des émissions subséquentes d'actions (suite)

Auteurs	Revue/ Publication	Période	Pays	Échantillon	Benchmarks	Résultats
					- firmes de contrôle pairées selon la taille et le ratio B/M	<p>✓ 43 émissions publiques</p> <p>RAC équi pondéré moyen, 3ans -22.55%:(statistique-t= -1.78) et; RAC moyen pondéré par la valeur marchande, 3ans, - 11.3% (statistique-t= -1.25)</p> <p>BHAR équi pondéré moyen, 3ans -17.18% :(statistique-t= -1.05) et; BHAR moyen pondéré par la valeur marchande, 3ans, - 16.86% (statistique-t= -1.31)</p> <p>Performance selon le motif d'émission :</p> <p>✓ investissement spécifique (128 émissions)</p> <p>RAC équi pondéré moyen, 3ans -30.17% :(statistique-t= -3.67) et; RAC moyen pondéré par la valeur marchande, 3ans,- 24.36% (statistique-t= -3.75)</p> <p>BHAR équi pondéré moyen, 3ans -43.09% :(statistique-t= -3.51) et; BHAR moyen pondéré par la valeur marchande, 3ans - 39.91% (statistique-t= -4.74)</p>
					- firmes de contrôle pairées selon la taille et le ratio B/M	

Tableau 1.1 Principales études sur la performance des émissions subséquentes d'actions (suite)

Auteurs	Revue/ Publication	Période	Pays	Échantillon	Benchmarks	Résultats
Cai et Loughran (1998)	<i>Pacific-Basin Finance Journal</i>	1971- 1992	Le Japon	1389 émissions	- firmes de contrôle pairées selon la taille et le ratio B/M	<p>✓ modification de la structure de capital (85 émissions)</p> <p>RAC équipondéré moyen, 3ans (-9.09%) :(statistique-t= -0.8) et; RAC moyen pondéré par la valeur marchande, 3ans (- 5.75%) (statistique-t= -0.71)</p> <p>BHAR équipondéré moyen, 3ans (-12.72%) :(statistique-t= -1.08) et; BHAR moyen pondéré par la valeur marchande,3ans (- 15.41%) (statistique-t= -1.38)</p>
					- firmes de contrôle pairées selon la taille	-BHAR équipondéré moyen, (-17.8%) après 3ans et (-38.8%) après 5 ans. (les deux significatifs au niveau de 5%)
					- firmes de contrôle pairées selon le ratio B/M	-BHAR équipondéré moyen, (-25.9%) après 3ans et (-57.6%) après 5 ans. (les deux significatifs au niveau de 5%)
					- firmes de contrôle pairées selon la taille et le ratio B/M	-BHAR équipondéré moyen, (-11.6%) après 3 ans et (-29.1%) après 5 ans. (les deux significatifs au niveau de 5%)

Tableau 1.1 Principales études sur la performance des émissions subséquentes d'actions (suite)

Auteurs	Revue/ Publication	Période	Pays	Échantillon	Benchmarks	Résultats
Mathew. P.G. (2002)	<i>Review of Financial Economics</i>	1977- 1992	Le Japon	744 émissions	<ul style="list-style-type: none"> - firmes de contrôle pairées selon le ratio B/M et l'industrie - un portefeuille équi pondéré composé des titres du marché japonais - un portefeuille équi pondéré selon l'industrie composé des titres du marché japonais <p>Les auteurs utilisent un modèle de régression simple pour estimer le portefeuille de contrôle qui servira comme benchmark</p>	<p>-BHAR équi pondéré moyen, (-17.1%) après 3ans et (-41.7%) après 5 ans. (les deux significatifs au niveau de 5%)</p> <p>-BHAR équi pondéré moyen, (-19.7%) après 3ans et (-47.9%) après 5 ans. (les deux significatifs au niveau de 5%)</p> <p>-BHAR équi pondéré moyen, (-18.8%) après 3ans et (-47.2%) après 5 ans. (les deux significatifs au niveau de 5%)</p> <p>RAC équi pondéré moyen, 3ans (-1.013%) :(statistique-t= -5.419) et; BHAR équi pondéré moyen, 3ans (-36.693%) :(statistique-t= -5.602)</p>
		1979- 1992	La Corée	415 émissions		<p>RAC équi pondéré moyen, 3ans (-1.09%) :(statistique-t= -2.564) et; BHAR équi pondéré moyen, 3ans (-36.772%) :(statistique-t= -2.712)</p>
		1982- 1992	Hong-Kong.	313 émissions		<p>RAC équi pondéré moyen, 3ans (-0.479%) :(statistique-t= -1.204) et; BHAR équi pondéré moyen, 3ans (-17.38%) :(statistique-t= -1.577)</p>

1.2 La gestion des résultats et la performance financière des émissions subséquentes d'actions

Teoh, Welch et Wong (1998 b) considèrent un échantillon composé de 1265 entreprises américaines qui ont procédé à des émissions subséquentes d'actions pour la période de janvier 1970 à septembre 1989. Les auteurs analysent aussi bien la performance opérationnelle que la performance financière des émissions subséquentes d'actions et constatent que les entreprises émettrices affichent une contre-performance sur les cinq ans suivant l'émission. Pour expliquer cette contre-performance, Teoh, Welch et Wong (1998 b) retiennent l'hypothèse de la gestion des résultats comptables. En d'autres mots, les gestionnaires manipulent les résultats comptables pour accroître artificiellement les bénéfices intermédiaires rapportés avant l'émission. Ceci induit en erreur les investisseurs quant à la "vrai" valeur des actions émises. Après l'émission au fur et à mesure que l'information arrive sur les marchés, les investisseurs réévaluent à la baisse la valeur de l'entreprise. Teoh, Welch et Wong (1998 b) affirment ainsi que si les revenus élevés ne peuvent être maintenus, les investisseurs insatisfaits réévaluent la société émettrice à la baisse jusqu'à atteindre le niveau jugé satisfaisant aux fondamentaux de la dite société.

Dans ce qui suit, nous examinons cette hypothèse et sa relation avec la performance financière des émissions subséquentes d'action. Pour tester l'hypothèse de la manipulation de résultat, Teoh, Welch et Wong (1998 b) se basent sur la mesure des « accruals »⁶. Cette mesure est celle qui est retenue dans la littérature pour évaluer la gestion des résultats. Les « accruals » sont définis en décomposant le revenu net en flux de revenus d'exploitation et en comptes totaux de régularisation (total accruals). Ces comptes de régularisation sont décomposés en quatre catégories, à savoir par période de temps (courant et à long terme) et par nature de contrôle par le dirigeant (discrétionnaire ou non-discrétionnaire). La portion non discrétionnaire des comptes de régularisation est liée au niveau d'activité de la firme alors que la portion discrétionnaire correspond directement à la gestion des données comptables. C'est cette dernière portion qui est plus sujette à la manipulation par les dirigeants.

⁶ Le terme « accruals » est un terme anglophone qui signifie « variable de régularisation comptable ». Cet acronyme n'a pas d'équivalent dans la littérature comptable française.

Les auteurs démontrent aussi qu'empiriquement les comptes de régularisation discrétionnaire à long terme sont moins sujets à la manipulation de la part des dirigeants que les comptes de régularisation discrétionnaire courants. Ce constat corrobore avec celui de Kreutzfeld et Wallace (1986) et Guenther (1994).

Teoh, Welch et Wong (1998 b) étudient la relation qui existe entre la contre-performance financière à long terme des émissions et les comptes de régularisation discrétionnaires courants précédant l'émission. Pour ce faire, les auteurs examinent d'abord l'ampleur de la performance des entreprises émettrices en fonction du niveau des comptes de régularisation discrétionnaires courants précédant l'émission. Ils divisent l'échantillon en quatre quartiles en fonction du niveau des comptes de régularisation discrétionnaires courants précédant l'émission⁷. Ils utilisent pour le calcul de la performance à long terme trois mesures de performance à savoir les rendements bruts, les rendements nets des rendements du portefeuille du marché pondérés par la valeur marchande et les rendements net du rendement espéré définis par le modèle de trois facteurs de Fama et French (1993).

Teoh, Welch et Wong (1998 b) constatent que les entreprises appartenant au quartile « agressif » connaissent une performance moins élevée que celle réalisée par les entreprises appartenant au quartile « conservatif » sur les cinq ans suivant l'émission. Le rendement brut cinq ans suivant l'émission pour les entreprises appartenant au quartile « agressif » est de 17.87% alors qu'il atteint 65.72% pour ceux appartenant au quartile « conservatif ». Ce même constat est valable aussi bien pour la deuxième mesure de performance que pour la troisième mesure de performance utilisée par les auteurs. Ainsi, le rendement net des rendements du portefeuille du marché pondérés par la valeur marchande cinq ans suivant l'émission pour les entreprises appartenant au quartile « conservatif » est de -16.98% alors qu'il atteint -43.93% pour ceux appartenant au quartile « agressif ». De même, le rendement net du rendement espéré défini par le modèle de trois facteurs de *Fama et French (1993)* cinq ans suivant l'émission pour les entreprises appartenant au quartile « conservatif » est de 7.14% alors qu'il atteint -35.43 % pour ceux appartenant au quartile « agressif ».

⁷ Les quatre quartiles sont en fonction du niveau d'intervention des dirigeants sur les comptes de régularisation discrétionnaires. Les deux quartiles extrêmes sont les quartiles dits « quartile conservatif » et « quartile agressif ».

Ces résultats montrent que plus les manipulations affectant les comptes de régularisation courants précédant l'année d'émission sont agressives, plus les performances financières ultérieures des entreprises émettrices sont faibles. Les auteurs trouvent également que seuls les comptes de régularisation discrétionnaires courants expliquent au mieux et de manière significative la dégradation des performances financières 4 ans suivant l'émission (le coefficient de régression est égale -0.3818 avec *statistique-t* $= -2.61$)⁸. Les coefficients de régression des performances financières sur le compte de régularisation discrétionnaire à long terme ainsi que sur les deux comptes de régularisation non discrétionnaires (courant et à long terme) sont négatifs mais non statistiquement significatifs. C'est donc le compte de régularisation discrétionnaire courant qui représente la variable clé explicative de l'hypothèse de manipulation des résultats. À signaler aussi que les auteurs constatent que la contre-performance résultante d'une gestion des comptes de régularisation discrétionnaires courants est plus prononcée pour les entreprises de petite taille que pour celles de grandes tailles. Pour tester la robustesse des résultats, Teoh, Welch et Wong (1998 b) procèdent par des estimations de type *Fama et MacBeth (1973)* qui consistent à estimer les régressions en coupe transversale pour chaque année et puis à tester les coefficients estimés annuels. Les résultats confirment en générale la conclusion tirée à partir de la méthode des moindres carrés ordinaires. Par exemple, le coefficient de corrélation moyen entre la performance financière 4 ans suivant l'émission (de l'année 0 à l'année +3 suivant l'émission) et les comptes de régularisation courants précédant l'année d'émission est significativement négatif. Il est de -3.521 (*statistique t* $= -4.37$).

Teoh, Welch et Wong (1998 b) considèrent aussi la performance opérationnelle pour les 3 années qui précèdent l'émission subséquente d'actions ainsi que pour les 3 années qui suivent la dite émission. Ils constatent dans une première étape que la performance, mesurée par exemple à l'aide de la médiane du ratio résultat net comptable sur le total des actifs, s'améliore durant la période qui succède l'émission et se détériore après l'émission. Elle passe de 6.5 %, 3 années avant la date d'émission à 3.8%, 3 années après l'émission.

⁸ Ce résultat est celui de la variable dépendante (log rendement brut). Lorsque la variable dépendante est log du rendement ajusté au marché le coefficient de régression est de -0.3954 avec *statistique-t* $= -2.68$.

La même tendance est constatée lorsque les auteurs utilisent une mesure de performance ajustée à l'industrie ou la mesure de performance établit par la différence entre la variation du ratio résultat net comptable sur le total des actifs des firmes émettrices et celui des firmes de contrôles non émettrices. Dans une seconde étape, ils constatent que le ratio cash-flow d'exploitation sur total des actifs (mesuré selon les trois modes de mesures de la performance : non ajusté, ajusté à l'industrie, ajusté selon les firmes de contrôle) connaît un déclin significatif dans les 3 années qui précède l'émission et une amélioration significative 3 années après cette émission. Par exemple, la performance ajustée à l'industrie calculée à l'aide de la médiane du ratio cash-flow d'exploitation sur total des actifs passe de 1.5%, 3 années avant l'émission à 0.6% durant l'année de l'émission puis s'améliore pour atteindre 1.7%, 3 années après l'émission. Les auteurs constatent ainsi que les cash-flows d'exploitation qui connaissent une nette amélioration suivant l'émission ne véhiculent pas donc la contre-performance opérationnelle constatée ce qui ouvre la voie à d'autres explications possibles. Finalement, Teoh, Welch et Wong (1998 b) confirment l'existence d'une fenêtre d'opportunité tel que soutenu par la plus part des études sur la performance financière des émissions subséquentes d'action. Toutefois, cette fenêtre d'opportunité est créée selon les auteurs par le biais de manipulations comptables.

Rangan (1998) examine l'effet de la manipulation des résultats sur la performance financière des entreprises américaines. Il considère un échantillon composé de 230 émissions subséquentes d'actions pour la période de 1987 à 1990. Pour mesurer la performance financière des entreprises émettrices, Rangan (1998) utilise le rendement anormal découlant d'une stratégie passive achat détention (BHAR) et retient comme benchmark l'indice CRSP équipondéré. Il calcul un BHAR median de -7.38% ($p\text{-value}=0.00$), -8% ($p\text{-value}=0.01$) et -4.6% ($p\text{-value}=0.46$) pour la première, deuxième et troisième année suivant l'émission respectivement. Pour mesurer la manipulation des résultats, il utilise les comptes de régularisations discrétionnaires calculés selon le modèle de Jones (1991) et Dechow et al. (1995). Le calcul des comptes de régularisations discrétionnaires montre que ces comptes atteignent leurs niveaux maximums durant le trimestre de l'émission (0.83% de l'actif total) ainsi que durant le trimestre précédant

l'émission (1.15% de l'actif total) puis diminuent pour atteindre 0.52% de l'actif total au troisième trimestre suivant l'émission.

Rangan (1998) procède ensuite par une régression pour définir la relation qui existe entre la performance financière des émissions une année suivant l'émission et les comptes de régularisations discrétionnaires durant l'année qui précède l'émission. L'estimation fournit un coefficient de régression négatif (-0.55) et statistiquement significatif (*statistique t* = -4.07). Ce résultat montre que la manipulation des résultats pourrait expliquer la contre-performance des émissions subséquentes d'actions. Rangan (1998) suggère que les marchés boursiers surévaluent temporairement les émissions d'actions parce que les investisseurs n'accordent pas d'importance aux comptes de régularisations discrétionnaires au début. En constatant la dégradation des résultats par la suite, les investisseurs révisent à la baisse le cours boursier des entreprises émettrices.

Shivakumar (2000) examine le comportement de la performance financière de 1222 émissions subséquentes d'actions réalisées par des entreprises américaines pour la période allant de 1983 à 1992. Il vérifie également l'hypothèse de la gestion opportuniste des résultats soutenue par les études de Teoh, Welch et Wong (1998 a et 1998 b) et Rangan (1998). Pour mesurer la gestion des résultats, Shivakumar (2000) suit la même méthodologie adoptée par Teoh, Welch et Wong (1998 a et 1998 b) et Rangan (1998) qui est basée sur l'estimation des accruals anormaux selon le modèle de Jones (1991). Shivakumar (2000) procède alors par la régression de la performance financière, définit respectivement sur les périodes d'un an, deux ans et quatre ans suivant l'émission, sur le niveau des accruals anormaux calculé une année avant l'émission. La performance financière est mesurée par la méthode des rendements anormaux découlant d'une stratégie passive achat détention (BHARs) et sur la base des rendements bruts et des rendements ajustés au marché. Shivakumar (2000) confirme le fait que la performance financière suivant l'émission est négativement affectée par la gestion des résultats opérée une année avant l'émission. Par exemple, le coefficient de régression, lorsque la performance est calculée par le rendement ajusté au marché, est de -0.454 (*statistique-t* = -2.46) et de -0.636 (*statistique-t* = -1.77) pour les 2 ans et les 4 ans suivant l'émission, respectivement. Shivakumar (2000) conclut que la gestion de résultats n'est pas opérée dans le but de

tromper les investisseurs, elle est plutôt conçue comme une réponse rationnelle de la part des gestionnaires des entreprises émettrices au comportement anticipé du marché à l'annonce de l'offre d'émissions subséquentes d'actions.

DuCharme, Malatesta et Sefcik (2004) étudient la relation qui existe entre la performance financière suivant les émissions subséquentes d'actions et la gestion des résultats à travers les comptes de régularisations anormales (abnormal accruals). Ils considèrent pour la période 1988-1997, un premier échantillon composé de 4 908 entreprises américaines qui ont procédé à des émissions subséquentes d'actions et un deuxième échantillon composé de 5 324 entreprises américaines qui ont procédé à des émissions initiales d'actions. DuCharme, Malatesta et Sefcik (2004) se basent sur un modèle de mesure des accruals inspiré de la version modifiée du modèle de Jones (1991) et utilisent la même procédure suivie par Teoh, Welch et Wong (1998 a et 1998 b). Plus spécifiquement, les auteurs se concentrent sur le calcul des accruals discrétionnaires du fond de roulement (working capital accruals)⁹ car ils estiment que les gestionnaires disposent de plus de contrôle et de pouvoir de manipulation sur les accruals à court terme que sur ceux à long terme. Ils retiennent les accruals discrétionnaires anormaux du fond de roulement pour analyser l'impact de la manipulation des résultats sur la performance financière des émissions subséquentes d'actions. Ils définissent les accruals anormaux comme étant la différence entre le niveau réel ou observé des accruals et les accruals estimés (ou accruals normaux) définis par une estimation selon les moindres carrés ordinaires (MCO) de la version modifiée du modèle de Jones (1991). Ce modèle de régression estimé fournit un benchmark approprié des accruals normaux pour chacune des firmes émettrices. Pour mesurer la performance financière des émissions subséquentes d'actions 3 ans suivant l'émission, DuCharme, Malatesta et Sefcik (2004) utilisent le rendement anormal découlant d'une stratégie passive achat détention (BHAR). Le benchmark utilisé pour le calcul est l'indice CRSP équipondéré. Les auteurs constatent un BHAR moyen de -20.6% (*statistique-t*= -9.85). Ce résultat confirme la contre-performance constatée par les études américaines.

⁹ Définit par l'acronyme : comptes de régularisation courants (discretionary current accrual) par Teoh, Welch et Wong (1998 b).

Pour vérifier si cette contre-performance est expliquée par l'hypothèse de manipulation des résultats, DuCharme, Malatesta et Sefcik (2004) régressent les BHARs moyens 3 ans suivant l'émission sur le ratio accruals discrétionnaires anormaux du fond de roulement sur total des actifs (calculés une année précédent l'émission). La régression donne des résultats significativement négatives (coefficient de régression égale à -0.206 avec *statistique-t* = -2.392), ce qui confirme bien l'effet négatif de la manipulation des résultats sur la performance financière des émissions sur un horizon de long terme. Les auteurs constatent d'ailleurs des résultats semblables pour les émissions initiales.

Yoon et Miller (2002) examinent l'hypothèse de la gestion des résultats pour les entreprises Coréennes qui ont réalisé des émissions subséquentes d'action. Ils considèrent un échantillon de 249 émissions réalisées entre 1995 et 1997. Pour estimer la partie discrétionnaire des accruals, qui est la plus sujette à la manipulation, les auteurs se basent sur un modèle inspiré de la version modifiée du modèle de Jones (1991) ainsi que du modèle "KS" proposé par Kang et Sivaramakrishnam (1995). Yoon et Miller (2002) observent qu'en moyenne les accruals discrétionnaires pour les firmes émettrices sont plus élevés que ceux des firmes de contrôle non émettrices pairées selon les cash-flows. Les résultats indiquent que la différence entre le niveau des accruals discrétionnaires des deux types d'entreprises émettrices et non émettrices est plus élevée et statistiquement significative pour les entreprises ayant des cash-flows négatives¹⁰. Les auteurs concluent que l'entreprise qui planifie une émission subséquente d'action a tendance à manipuler plus agressivement son résultat principalement lorsqu'elle réalise un cash-flow négatif durant l'année qui précède l'émission. Yoon et Miller (2002) étudient aussi l'effet de cette gestion des résultats sur la performance financière des entreprises émettrices. Ils constatent que le marché réagit négativement, durant l'année qui suit l'émission à la gestion des résultats opérée par les gestionnaires. Ils observent en outre que les entreprises qui affichent des cash-flows négatives durant l'année qui précèdent l'émission sont plus sensibles à la gestion des résultats et affichent une plus grande contre-performance financière durant l'année qui suit l'émission (RAC moyen = -0.0285). Cette conclusion rejoint l'hypothèse

¹⁰ La différence des accruals discrétionnaires entre firmes émettrices et firmes non émettrices est en moyenne de 0,0428 (*valeur-p*=0.000) lorsque les entreprises ont des cash-flows négatifs et de 0,0084 (*valeur-p*=0,143) lorsque les cash-flows sont positifs.

selon laquelle le marché récompense plus favorablement les entreprises qui affichent de bonne performance opérationnelle et moins favorablement celles qui affichent de moins bonne performance opérationnelle ou des performances négatives durant la période qui précède l'émission.

Yoon et Miller (2002) retiennent alors l'hypothèse d'une gestion opportuniste des résultats par les gestionnaires et confirment que le marché réagit rationnellement à cette gestion en révisant à la baisse la valeur de l'entreprise dès la première année suivant l'émission.

Nous présentons dans ce qui suit un tableau récapitulatif des principales études ayant traitées l'hypothèse de la manipulation des résultats lors des émissions subséquentes d'actions. Ce tableau présente pour chaque étude, l'auteur ou les auteurs qui ont élaboré l'étude, la revue dans laquelle est publiée l'étude, la période d'étude, le pays d'étude, la taille de l'échantillon, le modèle utilisé pour le calcul des accruals et les principaux résultats observés.

Tableau 1.2 Principales études sur la gestion des résultats et les émissions subséquentes d'actions

Auteurs	Revue/ Publication	Période	Pays	Échantillon	Modèle utilisé pour le calcul des accruals	observations
<p>Teoh, S.H., I. Welch et T.J. Wong (1998)</p>	<p><i>Journal of Finance Economics</i></p>	<p>janvier 1970 - sept 1989</p>	<p>États-Unis</p>	<p>1265 entreprises</p>	<p>Une adaptation à la version modifiée du modèle de Jones (1991)</p>	<p>Une relation négative (-0.3818) et significative (statistique-t= -2.61) entre la performance financière 4 ans suivant l'émission et le niveau des accruals discrétionnaires courants une année précédant l'émission.</p>
<p>Rangan, S (1998)</p>	<p><i>Journal of Financial Economics</i></p>	<p>1987 -1990</p>	<p>États-Unis</p>	<p>230 émissions subséquentes d'actions</p>	<p>Le modèle de Jones (1991) et Dechow et al. (1995)</p>	<p>Une relation négative (-0.550) et significative (statistique t= -4.07) entre la performance financière une année suivant l'émission et le niveau des accruals discrétionnaires.</p>

Tableau 1.2 Principales études sur la gestion des résultats et les émissions subséquentes d'actions (suite)

Auteurs	Revue/ Publication	Période	Pays	Échantillon	Modèle utilisé pour le calcul des accruals	observations
Shivakumar, L. (2000)	<i>Journal of Accounting and Economics</i>	1983 -1992	États-Unis	1222 émissions subséquentes d'actions	Le modèle de Jones (1991) et la procédure de Teoh, Welch et Wong (1998)	Une relation négative mais non significative entre la performance financière une année suivant l'émission et le niveau des accruals discrétionnaires une année précédent l'émission. Cette relation devient significative lorsque la performance est mesurée sur une fenêtre de deux et quatre ans suivant l'émission respectivement.
Soon Suk Yoon et Gary Miller (2002)	<i>International Journal of Accounting</i>	1995 -1997	La Corée	249 émissions subséquentes d'actions	La version modifiée du modèle de Jones (1991) et le modèle "KS" proposé par Kang et Sivaramakrishnam (1995)	Une relation négative (-1.8742) et très significative entre la performance financière une année suivant l'émission et le niveau des accruals discrétionnaires une année précédent l'émission.

Tableau 1.2 Principales études sur la gestion des résultats et les émissions subséquentes d'actions (suite)

Auteurs	Revue/ Publication	Période	Pays	Échantillon	Modèle utilisé pour le calcul des accruals	observations
<p>Larry L. Du Charme, Paul H. Malatesta, Stephan E. Sefcik (2004)</p>	<p><i>Journal of Financial Economics</i></p>	<p>1988 -1997</p>	<p>États-Unis</p>	<p>4908 entreprises</p>	<p>La version modifiée du modèle de Jones (1991) et la procédure de Teoh, Welch et Wong (1998).</p>	<p>Une relation négative (-0.206) et statistiquement significative (statistique-<i>t</i> = -2.392) entre la performance financière trois années suivant l'émission et le niveau des accruals discrétionnaires anormaux une année précédent l'émission.</p>

CHAPITRE II

MÉTHODOLOGIE

Dans ce chapitre nous discutons des méthodologies considérées pour les mesures de performance ainsi que celles pour le calcul des accruals.

2.1 La méthodologie de la performance anormale à moyen et long terme

Le choix de la méthodologie de calcul de la performance anormale à moyen et long terme a fait l'objet de plusieurs débats dans le cadre des études portant sur des événements corporatives, comme les rachats d'actions, les fusions et acquisitions et les émissions d'actions. Notre objectif dans cette section est de présenter les choix méthodologiques pour le calcul des performances financières anormales à moyen et long terme des émissions subséquentes d'actions. Plusieurs auteurs, notamment Fama (1998) et Mitchell et Stafford (2000) ont mis en évidence la sensibilité des résultats obtenus aux choix de la méthodologie adoptée dans le calcul de la performance financière anormale à moyen et long terme.

Nous présentons dans ce qui suit les deux approches temporelles et nous discutons les avantages et les inconvénients de chacune de ces approches.

2.1.1 L'approche en temps événementiel (event-time)

Dans cette approche, le temps ne correspond pas au temps réel du calendrier c'est-à-dire au temps effectif du calendrier (jour, mois, année) mais plutôt au temps de l'événement. En d'autres termes, le temps est défini en fonction d'un événement qui s'est produit au temps $m = 0$; le temps m représente le mois de l'événement.

Il existe dans le cadre de cette approche essentiellement deux méthodes de calcul des rendements anormaux à long terme : les rendements anormaux cumulés (RACs) et les rendements anormaux découlant de l'achat détention (BHARs).

- *le rendement anormal cumulé (RAC) :*

Le rendement anormal consiste à comparer la performance d'une entreprise ou d'un portefeuille d'entreprises qui ont réalisé des émissions subséquentes d'actions à un indice ou un portefeuille de référence. Le rendement anormal cumulé s'obtient par le cumul des rendements anormaux périodiques sur un horizon de calcul donné suivant la date d'émission subséquente d'actions. Les rendements anormaux cumulés sont calculés sur une base mensuelle.

Le rendement anormal mensuel (RA_{it}) pour une entreprise i donnée durant un mois t , représente la différence entre son rendement mensuel (R_{it}) et celui d'un portefeuille de contrôle ($R_{pc,it}$) et se calcule comme suit :

$$RA_{it} = R_{it} - R_{pc,it} \quad i = 1 \text{ à } n. \quad (1)$$

R_{it} : Rendement mensuel de l'entreprise i ,

R_{pc} : Rendement du portefeuille de contrôle (pc),

n : Représente le nombre d'entreprises de l'échantillon qui ont réalisé des émissions subséquentes d'action ;

t : Représente le mois qui suit l'émission.

L'étape suivante consiste à calculer le rendement anormal mensuel moyen de l'entreprise i durant le mois t , l'équation se présente comme suit :

$$\overline{RA}_t = \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{n_t} \right) RA_{it} \quad (2)$$

Le rendement anormal moyen cumulé de l'entreprise i pour la période qui suit l'émission subséquente d'action \overline{RAC}_T est défini comme suit :

$$\overline{RAC}_T = \sum_{t=1}^T \overline{RA}_t = \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{n_t} \right) RA_{it} \quad (3)$$

L'estimation de la performance anormale moyenne d'un échantillon d'entreprises à l'aide du rendement anormal moyen cumulé \overline{RAC}_T implique la définition des deux hypothèses suivantes :

- $H_0: \overline{RAC}_T = 0.$ (4)

- $H_1: \overline{RAC}_T \neq 0.$ (5)

▪ *Le rendement anormal découlant de la stratégie passive d'achat détention (BHAR) :*

La deuxième méthode de mesure des rendements anormaux à long terme se base sur le calcul du rendement découlant de l'achat détention (Buy-and-hold) pour T périodes ou mois suivant l'émission subséquente d'actions. Cette méthode réplique une stratégie d'investissement qui consiste à acheter et détenir des actions pour une période donnée. Le rendement découlant de l'achat détention d'une société émettrice i (BHR_i) s'obtient par la composition de ses rendements mensuels (R_{it}) sur la période suivant l'émission. L'équation se formalise comme suit :

$$BHR_{i,t} = \prod_{t=1}^n (1 + R_{i,t}) - 1 \quad (6)$$

Le rendement découlant de la stratégie passive d'achat détention du portefeuille de contrôle (pc) associé à la société émettrice $BHR_{pc,i}$ s'obtient de la même façon et se formalise comme suit :

$$BHR_{pc,i,t} = \prod_{t=1}^n (1 + R_{pc,i,t}) - 1 \quad (7)$$

La différence entre le rendement découlant de la stratégie passive d'achat détention d'une société émettrice i ($BHAR_i$) et celui de son benchmark $BHR_{pc,i}$ donne le rendement anormal découlant de la stratégie passive d'achat détention de la société émettrice i $BHAR_i$. L'équation se formalise comme suit :

$$\overline{BHAR}_{i,t} = \prod_{t=1}^n (1 + R_{i,t}) - \prod_{t=1}^n (1 + R_{pc,i,t}) \quad (8)$$

Le rendement anormal moyen découlant de l'achat détention de l'échantillon s'obtient en pondérant les BHARs des entreprises émettrices puis en les sommant. L'équation qui formalise le rendement anormal moyen découlant de la stratégie passive d'achat détention de l'échantillon s'écrit comme suit :

$$\overline{BHAR}_t = \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{n}\right) BHAR_{i,t} \quad (9)$$

L'estimation de la performance anormale moyenne d'un échantillon d'entreprises à l'aide du rendement anormal moyen découlant de la stratégie passive d'achat détention \overline{BHAR}_t implique la définition des deux hypothèses suivantes :

- $H_0: \overline{BHAR}_t = 0.$ (10)

- $H_1: \overline{BHAR}_t \neq 0.$ (11)

2.1.2 L'approche en temps calendaire (calendar - time)

L'approche en temps calendaire tient compte du temps réel de l'événement, c'est-à-dire du temps effective du calendrier (jour, mois, année). Le temps n'est donc plus défini en fonction du moment de l'événement mais plutôt de la date réelle à partir de laquelle l'événement s'est produit (l'émission subséquente d'action dans notre cas). Pour mesurer la performance anormale moyenne d'un échantillon d'entreprises qui ont réalisé des émissions subséquentes d'action dans une approche en temps calendaire, les chercheurs ont retenus les modèles à facteurs à savoir le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) et le modèle à quatre facteurs de Carhart (1997).

- *Le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993)*

Selon le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) présenté à l'équation (12) sous sa forme empirique testable, le rendement excédentaire d'un portefeuille de titres ($R_{p,t} - R_{f,t}$), est fonction des trois facteurs de risque communs à l'ensemble de ces titres. Il s'agit du facteur de marché ($R_{m,t} - R_{f,t}$), du facteur relié à la taille (SMB_t) et du facteur relié au ratio "valeur comptable / valeur marchande des actifs" ou (HML_t). La variable dépendante de cette régression correspond au rendement excédentaire d'un portefeuille mensuel de titres et le taux sans risque ($R_{p,t} - R_{f,t}$) calculé sur les bons du Trésor, alors que les variables explicatives sont ($R_m - R_f$), SMB_t et HML_t . ($R_m - R_f$) représente l'excédent du rendement de marché par rapport à celui de l'actif sans risque. SMB_t et HML_t sont des portefeuilles à investissement nul, construits de manière à répliquer les facteurs de risque de l'ensemble des titres. Les coefficients de sensibilité de ces facteurs β_p , S_p et h_p s'estiment par une régression temporelle sur la période calendaire. L'estimation du coefficient α_p de la régression indique le rendement anormal mensuel moyen de l'échantillon.

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_p (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_p SMB_t + h_p HML_t + e_{p,t} \quad (12)$$

Pour construire les deux facteurs de risque à savoir la taille et le ratio "valeur comptable / valeur marchande des actifs", Fama et French (1993) se sont servis de deux échantillons d'entreprises. Un échantillon composé de deux groupes d'entreprises selon leur taille. Des entreprises de petite taille (faible capitalisation boursière) (S : Petit) et des entreprises de grande taille (grande capitalisation boursière) (B : Grand). Le deuxième échantillon est composé de trois groupes d'entreprises selon leur ratio "valeur comptable / valeur marchande des actifs". Les entreprises dont le ratio "valeur comptable / valeur marchande des actifs" est faible (L : Faible) représentent 30% de l'échantillon. Les entreprises dont le ratio "valeur comptable / valeur marchande des actifs" est moyen (M: moyen) représentent 40% de l'échantillon et les entreprises dont le ratio "valeur comptable / valeur marchande des actifs" est élevé (H : élevé) représentent 30% de l'échantillon. Ensuite, à partir de ces deux échantillons partagés, Fama et French (1993) ont formés six portefeuilles (S/L, S/M, S/H, B/L, B/M et B/H).

Le facteur taille SMB (ou Petit moins Grand) correspond à la différence entre la moyenne des rendements mensuels des trois portefeuilles de petite taille (S/L, S/M et S/H) et la moyenne des rendements mensuels des trois portefeuilles de grande taille (B/L, B/M et B/H). Autrement dit, le facteur SMB correspond à la différence entre les rendements mensuels des titres de petite taille et les rendements mensuels des titres de grande taille. Ces deux portefeuilles de tailles extrêmes, affichent sensiblement le même ratio “valeur comptable / valeur marchande des actifs” moyen. L'équation (13) formalise cette définition :

$$\text{SMB} = 1/3 (\text{S/L} + \text{S/M} + \text{S/H}) - 1/3 (\text{B/L} + \text{B/M} + \text{B/H}) \quad (13)$$

Le facteur relié au ratio “valeur comptable / valeur marchande des actifs” HML (ou Fort moins Faible), correspond à la différence entre la moyenne des rendements mensuels sur les deux portefeuilles contenant les entreprises à ratio “valeur comptable / valeur marchande des actifs” élevés (H/S et H/B) et la moyenne des rendements mensuels sur les deux portefeuilles composés d'entreprises à ratio “valeur comptable / valeur marchande des actifs” bas (L/S et L/B). Ces deux groupes qui sont caractérisés par des ratios “valeur comptable / valeur marchande des actifs” extrêmes affichent relativement la même taille moyenne. L'équation (14) formalise cette définition :

$$\text{HML} = 1/2 (\text{H/S} + \text{H/B}) - 1/2 (\text{L/S} + \text{L/B}). \quad (14)$$

- *le modèle à quatre facteurs de Carhart (1997)*

Selon le modèle à quatre facteurs de Carhart (1997), le rendement excédentaire d'un portefeuille de titres ($R_{p,t} - R_{f,t}$), tel qu'indiqué dans l'équation 15, est fonction des trois facteurs de risques de Fama et French (1993) et un facteur lié à l'effet *momentum* (Mom_t).

Cette quatrième variable représente un portefeuille à investissement nul, construit de façon à répliquer le facteur de risque relié à l'effet *momentum*. Le coefficient de sensibilité γ_p s'estime par une régression temporelle sur la période calendaire. Pour calculer la variable explicative *momentum*, Carhart (1997) s'est servi de trois portefeuilles. Le premier portefeuille est constitué de titres dont la performance mensuelle des 12 derniers mois est la plus élevée et représentant 30% de l'échantillon. Le deuxième portefeuille est composé de 40% de titres de l'échantillon dont la performance mensuelle historique est neutre et le troisième portefeuille, est composé de 30% de titres de l'échantillon dont la performance historique est la plus faible. Pour un mois t donnée, cette variable correspond à la différence entre le rendement mensuel moyen du portefeuille de titres dont la performance est la plus élevée et le rendement mensuel du portefeuille de titres dont la performance est la plus faible.

L'équation du modèle à quatre facteurs de Carhart (1997) est représentée comme suit :

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_p (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_p \text{SMB}_t + h_p \text{HML}_t + \gamma_p \text{Mom}_t + e_{p,t} \quad (15)$$

Il serait important de préciser qu'aucune approche n'a fait l'unanimité dans la littérature financière et ne s'est avérée parfaite ou optimale pour calculer la performance anormale à long terme. L'approche en temps calendaire est privilégiée par certains auteurs car elle permet de simuler une stratégie d'investissement qui peut être adoptée par un gestionnaire de portefeuilles. Cette approche est utilisée aussi pour minimiser les problèmes reliés à l'interdépendance des rendements de titres des firmes de l'échantillon. Fama (1998) constate que l'approche en temps calendaire, contrairement à l'approche en temps événementielle, tient compte des corrélations en coupe transversale entre les rendements du portefeuille de l'étude. Il constate aussi que les rendements mensuels utilisés dans l'approche en temps calendaire sont moins sujets au problème de spécification des modèles utilisés pour décrire les rendements attendus lors de l'évaluation des rendements anormaux (bad-model problem).

L'approche en temps événementielle est aussi utilisée par plusieurs auteurs. Les méthodes de calcul de la performance anormale sont sujettes à plusieurs critiques. Ritter (1991) et Lyon et al (1999) constatent que la mesure du rendement anormal découlant de la stratégie passive d'achat détention (BHAR) est la plus utilisée.

Barber et Lyon (1997) constatent que la mesure du rendement anormal cumulé (RAC) est sujette à trois types de biais : le biais de mesure, le biais du survivant et le biais d'asymétrie ou « skewnes bias ».

Barber, Lyon et Tsai (1999) privilégient la méthode du BHAR car elle représente bien le point de vue de l'investisseur. Tout comme la mesure du RAC, la mesure du BHAR est aussi sujette à trois types de biais : le biais du survivant, le biais d'asymétrie et les biais de recomposition (rebalancing biais). Kothari et Warner (1997) estiment que les deux méthodes (RAC et BHAR) ont des pouvoirs de rejet comparables.

2.2 La mesure des accruals

Nous présentons dans cette section les principaux modèles de mesure des *accruals* proposés dans la littérature. Il faut cependant remarquer que la plupart des études, ayant traitées la gestion des résultats, ont adopté le modèle de Jones (1991) ou la version modifiée de ce modèle. Les différents modèles de mesure des *accruals* reposent sur la même base théorique qui définit les *accruals* totaux par la différence entre les résultats et les flux monétaires d'exploitation. La gestion du résultat ne porte toutefois que sur la composante discrétionnaire alors que la composante non discrétionnaire relève de l'application sincère et régulière des principes de la comptabilité d'engagement.

Healy (1985) est le premier qui a considéré les *accruals* comme mesure de la gestion des résultats pour vérifier si la présence d'une prime dans le régime de rémunération incite les dirigeants à effectuer des choix comptables qui surévaluent les bénéfices et augmentent ainsi leur prime à court terme. DeAngelo (1986) de son côté utilise un modèle de calcul des *accruals* pour examiner l'hypothèse de la gestion des résultats dans le cadre des rachats d'actions par les dirigeants. Jones (1991) a développé un modèle de mesure des *accruals*

pour expliquer le comportement des dirigeants¹¹ à l'égard de la commission International de commerce qui mène des enquêtes en se basant sur des données comptables. Ce modèle a été modifié selon une procédure développée par Dechow et al (1995). D'autres modèles ont été proposés dans la littérature notamment ceux de Dechow et Sloan (1991) et de Kang et Sivaramakrishnan (1995).

2.2.1 Le modèle de Healy (1985)

Healy (1985) considère le montant total des accruals comme des accruals discrétionnaires. En retenant l'hypothèse que les accruals discrétionnaires sont nuls en moyenne, Healy (1985) propose d'approcher les accruals non discrétionnaires en faisant la moyenne des accruals totaux des années précédentes. Son modèle s'annonce comme suit :

$$AND_t = \frac{1}{H} \sum_{k=t-1}^{t-H} \frac{AT_k}{Actif_{k-1}} \text{ avec,} \quad (16)$$

AND_t : Les accruals non discrétionnaires estimés à l'année t.

$\frac{AT_k}{Actif_{k-1}}$: Total des accruals déflatés par la valeur de l'actif total retardé.

H : période ou horizon d'estimation des accruals non discrétionnaires.

Le modèle de Healy (1985) a fait l'objet de certaines critiques dont la principale a trait au fait qu'il ne parvient pas à contrôler les effets des facteurs non discrétionnaires et fausse ainsi la mesure de la partie discrétionnaire des *accruals* (la croissance de la demande ou la conjoncture économique) ce qui aura pour conséquence de biaiser l'estimation des coefficients des variables du modèle.

¹¹ Les dirigeants sont incités selon Jones (1991) à réduire les résultats durant les périodes objet de l'enquête. Ces derniers ont pour objectifs de convaincre la commission International de commerce (« l'International Trade Commission »), d'adopter des mesures protectionnistes.

2.2.2 Le modèle de DeAngelo (1986)

Ce modèle est un cas spécifique du modèle de Healy (1985) avec comme horizon d'estimation une année ($H=1$). En d'autres termes, DeAngelo (1986) se limite aux observations de l'année précédente pour estimer les *accruals* non discrétionnaires. Le total des *accruals* de l'exercice ($t-1$) servira donc à l'estimation des *accruals* non discrétionnaires de l'exercice de l'année suivante (exercice t). En somme, la détermination des *accruals* discrétionnaires pour un exercice donné (exercice t) dépendra de la différence entre le total des *accruals* de ce même exercice (exercice t) et du total des *accruals* de l'exercice qui le précède (exercice $t-1$). Son modèle se présente comme suit :

$$AND_t = AT_{t-1} \quad \text{avec,} \quad (17)$$

AND_t : *accruals* non discrétionnaires estimé de l'exercice t .

AT_{t-1} : Total des *accruals* de l'exercice $t-1$.

Le modèle de DeAngelo (1986) a été le sujet des mêmes critiques développés envers le modèle de Healy (1985). En plus, plusieurs auteurs dont Dechow et al (1995) et Jeanjean (2001) ajoutent que l'hypothèse, adoptée par DeAngelo (1986), selon laquelle les *accruals* non discrétionnaires sont constants dans le temps et que les *accruals* discrétionnaires ont une moyenne de zéro n'est pas toujours vérifiée dans la pratique.

2.2.3 Le modèle de Dechow et Sloan (1991)

Dechow et Sloan (1991) proposent un modèle qui est connu sous le nom du "modèle de l'industrie". Ce modèle permet de déterminer les *accruals* en supposant que le seul facteur de distinction entre les *accruals* est le secteur industriel. Ceci veut dire que le modèle permet de contrôler la variation des *accruals* non discrétionnaires du moment que cette variation est semblable pour les entreprises d'une même industrie. Il faut noter que cette

hypothèse n'est valide que si l'actif économique des firmes au sein d'une même industrie est homogène et que les accruals et les motivations à la gestion des résultats sont très corrélés entre les entreprises appartenant à la même industrie. En outre, ce modèle ne prend pas en compte les variations des accruals spécifiques à chaque entreprise dues à des circonstances particulières, ce qui fausse l'estimation des accruals non discrétionnaires et des accruals discrétionnaires.

2.2.4 Le modèle de Kang et Sivaramakrishnan (1995)

Kang et Sivaramakrishnan (1995) se sont basés sur les travaux de McNichols et Wilson (1988) qui ont développé un modèle de détection de gestion des résultats à partir de la partie discrétionnaire de la provision pour créance douteuse. Kang et Sivaramakrishnan (1995) ont introduit plusieurs variables comptables dans le but de modéliser le processus de détection de la gestion des résultats. Ces variables sont les comptes à recevoir, les stocks, les éléments d'actifs à court terme autre que les comptes à recevoir et les stocks, les passifs à court terme net d'impôt et ne comprenant pas la partie exigible de la dette à long terme, les amortissements et les dépréciations, les ventes nettes, les immobilisations brutes et les dépenses d'exploitation. Ce modèle se rapproche de celui de Jones (1991), que nous présentons par la suite, cependant il diffère de ce dernier car il intègre certains coûts (coût des marchandises vendues) et dépenses (frais administratifs) et considère les soldes des comptes contrairement à Jones (1991) qui utilise les variations de comptes.

2.2.5 Le modèle de Jones (1991)

Jones (1991) développe un modèle basé sur la technique de régression. Contrairement à Healy (1985) et DeAngelo (1986), il relâche l'hypothèse de la stabilité des accruals non discrétionnaires dans le temps et introduit deux facteurs (les ventes nettes et les immobilisations brutes) qui sont moins susceptibles, selon lui, d'être manipulés par les dirigeants et constituent ainsi des variables déterminantes des accruals non discrétionnaires. Son modèle se présente comme suit :

$$\frac{TA_t}{actif_{t-1}} = \alpha_1 \left(\frac{1}{actif_{t-1}} \right) + \alpha_2 \left(\frac{\Delta REV_t}{actif_{t-1}} \right) + \alpha_3 \left(\frac{PPE_t}{actif_{t-1}} \right) + \varepsilon_t \quad (18)$$

$\frac{AT_t}{Actif_{t-1}}$: Total des accruals de l'exercice t déflatés par la valeur de l'actif total de

l'exercice t-1;

ΔREV_t : Variation des ventes entre l'exercice t-1 et l'exercice t ;

PPE_t : Immobilisations brutes de l'exercice t ;

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$: Paramètres spécifiques aux entreprises déterminés par la régression ;

ε_t : Terme d'erreur correspondant aux accruals discrétionnaires.

Les paramètres α_1, α_2 et α_3 de l'équation ci-dessus sont obtenus par une estimation selon les moindres carrés ordinaires (MCO). Une fois estimés, ces paramètres permettent de calculer les accruals non discrétionnaires de l'exercice t (AND_t).

$$AND_t = \hat{\alpha}_1 \left(\frac{1}{actif_{t-1}} \right) + \hat{\alpha}_2 \left(\frac{\Delta REV_t}{actif_{t-1}} \right) + \hat{\alpha}_3 \left(\frac{PPE_t}{actif_{t-1}} \right) \quad (19)$$

Les accruals discrétionnaires (AD_t) sont ensuite définis par une simple différence entre les accruals totaux (TA_t) et les accruals non discrétionnaires (AND_t) :

$$AD_t = \frac{TA_t}{actif_{t-1}} - \left[\hat{\alpha}_1 \left(\frac{1}{actif_{t-1}} \right) + \hat{\alpha}_2 \left(\frac{\Delta REV_t}{actif_{t-1}} \right) + \hat{\alpha}_3 \left(\frac{PPE_t}{actif_{t-1}} \right) \right] \quad (20)$$

2.2.6 La version modifiée du modèle de Jones (1991)

Dechow et al (1995) propose une version modifiée du modèle de Jones (1991) pour remédier à l'effet d'une éventuelle manipulation des ventes de la part des dirigeants ce qui faussera l'estimation des accruals non discrétionnaires et par conséquent les accruals discrétionnaires. La seule différence entre la version modifiée et la version initiale du

modèle de Jones (1991) est la prise en compte des variations des ventes réellement encaissées (que les gestionnaires ne peuvent pas manipuler) au lieu des variations des ventes. La variation des ventes encaissées est obtenue en soustrayant la variation des comptes clients de la variation des ventes. La version modifiée du modèle de Jones (1991) se présente alors comme suit :

$$\frac{TA_t}{actif_{t-1}} = \alpha_1 \left(\frac{1}{actif_{t-1}} \right) + \alpha_2 \left(\frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{actif_{t-1}} \right) + \alpha_3 \left(\frac{PPE_t}{actif_{t-1}} \right) + \varepsilon_t \quad (21)$$

Tous les paramètres de cette équation sont ceux de l'équation du modèle de Jones (1991) avec prise en compte d'un nouveau paramètre à savoir :

ΔREC_t : la variation des comptes clients de l'exercice t.

Donc $(\Delta REV_t - \Delta REC_t)$ définit la variation des ventes encaissées de l'exercice t.

Le calcul des accruals non discrétionnaires et des accruals discrétionnaires se fait en suivant la même procédure décrite pour le modèle de Jones (1991).

CHAPITRE III

DONNÉES ET MÉTHODES

3.1 Données

Notre échantillon est composé de 327 entreprises canadiennes qui ont réalisé 603 émissions subséquentes d'actions ordinaires pour la période janvier 1996 - septembre 2006. Cet échantillon provient de la base de données *Financial Post Datagroup* et de *Research Insight (Compustat)*. Ces bases nous ont permis d'extraire les données nécessaires pour les calculs de la performance financière des émissions subséquentes ainsi que pour les calculs des accruals. Ces données regroupent : le symbole boursier, le code SIC, le produit brut, la date d'émission, le revenu net, les flux d'exploitation, l'encaisse, l'actif à court terme, la portion à court terme de la dette à long terme, l'actif total, les ventes et les comptes à recevoir.

Pour éviter le problème de chevauchement des émissions subséquentes effectuées par une même entreprise, nous considérons un échantillon exempt d'événements concomitants. Pour cela, nous avons retenu seulement la première émission subséquente réalisée par une même entreprise sur la fenêtre d'événement (36 mois). Autrement dit, si dans notre échantillon une entreprise a réalisé plusieurs émissions subséquentes et que sa première émission a été réalisée durant l'année t , une (ou plusieurs) autre (s) émission (s) réalisée (s) par cette même entreprise ne sera (seront) retenue (s) que lorsqu'elle (s) dépasse (dépassent) la fenêtre d'événement (36 mois) à partir de l'année t . Ce critère a réduit le nombre d'émissions subséquentes d'actions ordinaires de notre échantillon de 603 à 387 émissions.

Description de l'échantillon avec chevauchement

L'échantillon avec chevauchement est composé de 327 entreprises qui ont réalisé 603 émissions subséquentes d'actions ordinaires. Le tableau 3.1 indique que 59.02% de ces entreprises (soit 193 entreprises) ont réalisé 1 seule émission durant la période de l'étude. 19.88% des entreprises de l'échantillon soit (65 entreprises) ont réalisé 2 émissions subséquentes. 28 entreprises ont réalisé 3 émissions alors que 22 entreprises ont réalisé 4 émissions subséquentes. 10 entreprises de notre échantillon ont pu réaliser 5 émissions subséquentes et 6 entreprises ont réalisé 6 émissions. Finalement, 2 entreprises uniquement ont réalisé 7 émissions subséquentes alors qu'uniquement 1 seule entreprise a réalisé 8 émissions subséquentes.

Tableau 3.1 : Distribution de l'échantillon (avec chevauchement) selon le nombre d'émission subséquentes d'action ordinaires janv. 1996 – sept. 2006

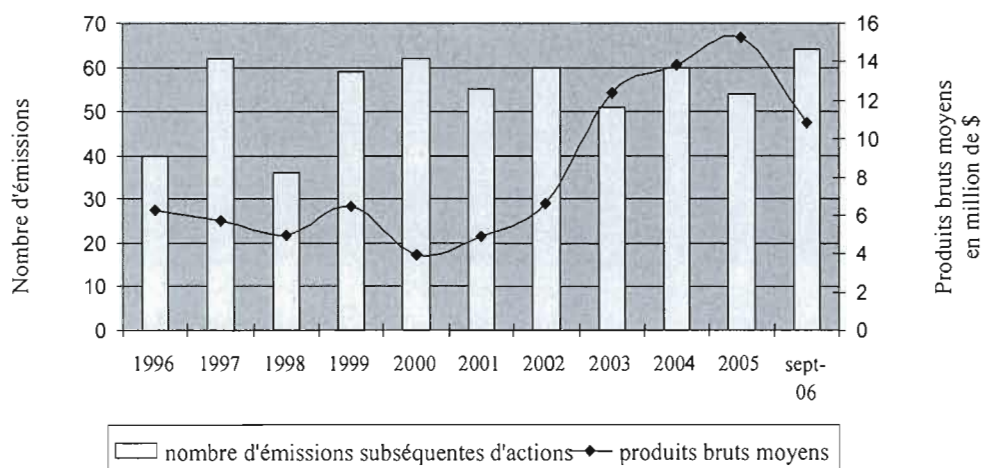
Nombre d'émissions subséquentes	nombre d'entreprises	%
1	193	59.02%
2	65	19.88%
3	28	8.56%
4	22	6.73%
5	10	3.06%
6	6	1.83%
7	2	0.61%
8	1	0.31%
Total	327	100.00%

Nous présentons par la suite la ventilation des émissions subséquentes d'actions ordinaires (avec chevauchement) par année pour la période de l'étude. Le tableau 3.2 et la figure 3.1 permettent de constater que le nombre des émissions subséquentes varie relativement d'une année à l'autre.

Par exemple, le nombre d'émissions subséquentes a atteint un maximum de 64 pour l'année 2006 (jusqu'à septembre). En termes de produit brut moyen, les émissions ont atteint 10.81 millions de dollars. L'année 1998 a connu le nombre d'émissions subséquentes le plus faible avec 36 émissions et un produit brut moyen de 4.99 millions de dollars. Par ailleurs, nous remarquons qu'il y a un regroupement en termes de taille des émissions. Ainsi, la période janv. 2003 – sept. 2006 présente une période de forte activité avec des émissions dépassant l'ordre des 600 millions de dollars par année et un maximum de 824.63 millions de dollars pour l'année 2005. La période 1996 - 2002 présente celle de faible activité avec des émissions ne dépassant pas l'ordre des 400 millions de dollars par année et un minimum de 179.78 millions de dollars pour l'année 1998. Le regroupement en périodes de fortes et de faibles activités est un phénomène constaté également par Loughran et Ritter (1995) sur le marché des émissions initiales.

Tableau 3.2 : Distribution de l'échantillon par année (avec chevauchement)

Année	Nombre d'émissions subséquentes	Produit brut total (millions \$)	Produit brut moyen (millions \$)
1996	40	249.25	6.23
1997	62	354.60	5.72
1998	36	179.78	4.99
1999	59	383.21	6.49
2000	62	243.34	3.92
2001	55	270.91	4.92
2002	60	397.15	6.62
2003	51	631.51	12.38
2004	60	829.59	13.82
2005	54	824.63	15.27
Sept 2006	64	693.52	10.81
Janv.96 - sept 06	603	5057.49	8.39

Figure 3.1: Distribution de l'échantillon par année (avec chevauchement)

Le tableau 3.3 présente la distribution des émissions subséquentes d'actions ordinaires entre janvier 1996 et septembre 2006 par classe de taille. Nous constatons que 56.72% des émissions réalisées sont de petite taille (produit brut ne dépassant pas 5 millions de dollars). Les émissions importantes (soit 50 millions et plus) représentent une faible proportion (1.66 %).

Tableau 3.3: Distribution de l'échantillon par classe de taille

Produit brut (en millions de dollars)	Nombre	%
0 à 5	342	56.72%
5 à 10	144	23.88%
10 à 50	107	17.74%
50 et plus	10	1.66%
Total	603	100.00%

Le tableau 3.4 présente la distribution de l'échantillon par secteur. Les entreprises peuvent être réparties selon les quatre premiers chiffres du code SIC en 9 secteurs :

- Agriculture, pêche et forêt (code sic 0000-0999) ;
- Minier (code sic 1000 – 1499);
- Construction (code sic 1500 – 1999);
- Manufacturier (code sic 2000 – 3999);
- Transport et service public (code sic 4000 – 4999);
- Commerce de gros (code sic 5000 – 5199);
- Commerce de détails (code sic 5200 – 5999);
- Finance, assurance et immobilier (code sic 6000 – 6999);
- Industrie des services (code sic 7000 – 8999).

Le secteur minier occupe la première place en termes de nombre d'émissions et de produit brut total (avec 277 émissions subséquentes d'actions ordinaires, soit 45.94% de l'ensemble de notre échantillon, et produit brut total de 3098.84 millions de dollars représentant 61.27 % de la taille de l'échantillon). Les émissions de ce secteur sont de tailles moyennes (11.19 millions de dollars). Le secteur manufacturier et l'industrie des services occupent le 2^{ème} et 3^{ème} rang respectivement en terme de proportion dans l'échantillon (24.05%et 10.78 % de l'échantillon).

En termes de produit brut moyen, le secteur de commerce de détail occupe le 1^{er} rang (12.67 millions de dollars) suivi du secteur minier avec une taille moyenne des émissions égale à 11.19 millions de dollars. La taille moyenne de l'échantillon, tous secteurs confondus, est d'environ 8.39 millions de dollars.

Tableau 3.4 : Caractéristiques de l'échantillon des émissions subséquentes par secteur : avec chevauchement (Janv.1996 à Sept 2006)

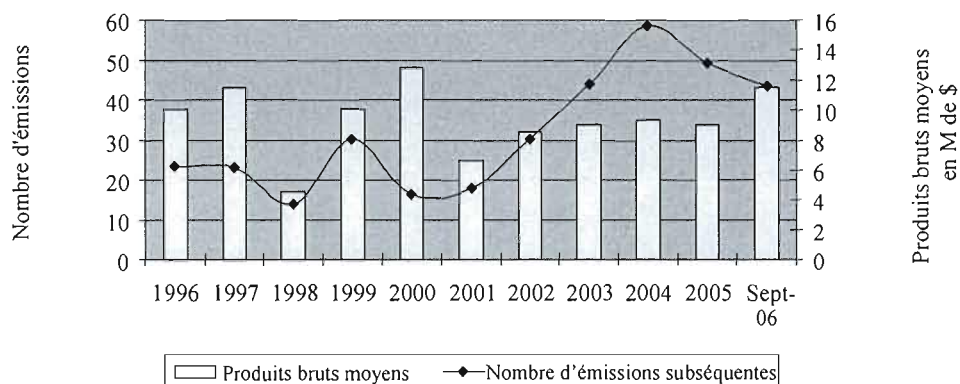
Secteur	SIC	Nombre d'émission subséquente	% (nombre)	Produit brut total (millions \$)	% (produit brut)	Produit brut moyen (millions \$)
Agriculture, pêche et forêt	0000 – 0999	4	0.66%	8.55	0.17%	2.14
Minier (ressource naturelle)	1000 – 1499	277	45.94%	3098.84	61.27%	11.19
Immobilier (Construction)	1500 – 1999	5	0.83%	13.33	0.26%	2.67
Manufacturier	2000 – 3999	145	24.05%	780.79	15.44%	5.38
Transport et service public	4000 – 4999	39	6.47%	310.68	6.14%	7.97
Commerce de gros	5000 – 5199	7	1.16%	60.71	1.20%	8.67
Commerce de détails	5200 – 5999	18	2.99%	228	4.51%	12.67
Finance, assurance et immobilier	6000 – 6999	43	7.13%	266.53	5.27%	6.20
Industrie des services	7000 – 8999	65	10.78%	290	5.73%	4.46
Total		603	100.00%	5057.49	100.00%	8.39

Description de l'échantillon sans chevauchement

L'échantillon sans chevauchement réduit le nombre d'émissions subséquentes d'actions ordinaires à 387. Le tableau 3.5 et la figure 3.2 représentent la distribution par année de ces 387 émissions. Nous remarquons que les caractéristiques de la distribution par année de l'échantillon sans chevauchement sont différentes de celles de l'échantillon avec chevauchement. Ainsi, pour le cas de l'échantillon sans chevauchement, l'année 2000 occupe le 1^{er} rang en termes de nombre d'émissions (48 émissions subséquentes d'actions) mais avec un produit brut moyen faible de 4.34 millions de dollars. Le produit brut moyen de l'échantillon sans chevauchement atteint 8.64 millions de dollars.

Tableau 3.5 Distribution de l'échantillon par année (sans chevauchement)

Année	Nombre d'émissions subséquentes	Produit brut total (millions \$)	Produit brut moyen (millions \$)
1996	38	238.25	6.27
1997	43	264.5	6.15
1998	17	62.3	3.66
1999	38	305.77	8.05
2000	48	208.24	4.34
2001	25	119.44	4.78
2002	32	258.31	8.07
2003	34	398.28	11.71
2004	35	545.22	15.58
2005	34	445.72	13.11
Sept.06	43	498.26	11.59
Janv.96 - sept.06	387	3344.29	8.64

Figure 3.2 : Distribution de l'échantillon par année (sans chevauchement)

Le tableau 3.6 indique la distribution de l'échantillon selon la taille de l'émission. Nous remarquons que la répartition de cet échantillon est comparable à celle de l'échantillon avec chevauchement (tableau 4.3). Les émissions dont le produit brut est inférieur à 5 millions de dollars sont les plus nombreuses (54.26 %). Les émissions de 50 millions et plus représentent seulement 1.81 %.

Tableau 3.6 : Distribution de l'échantillon par classe de taille (sans chevauchement)

Produit brut (en millions de dollars)	Nombre	%
0 à 5	210	54.26 %
5 à 10	97	25.06 %
10 à 50	73	18.86%
50 et plus	7	1.81%
Total	387	100 %

Le tableau 3.7 présente la distribution de l'échantillon par secteur. Le secteur minier occupe le 1er rang en proportion de nombre et de produit brut des émissions subséquentes (42.38 % et 59.32 %, respectivement). Même en termes de produit brut moyen le secteur minier occupe le premier rang avec 12.10 millions de dollars, ce qui est le plus élevé de la moyenne de tous les secteurs, qui est de 8.64 millions de dollars.

Tableau 3.7 Caractéristiques de l'échantillon des émissions subséquentes par secteur : sans chevauchement (Janv.1996 à Sept. 2006)

Secteur	SIC	Nombre d'émission subséquente	% (nombre)	Produit brut total*	% (produit brut)	Produit brut Moyen*
Agriculture, pêche et forêt	0000 – 0999	3	0.78%	6.05	0.18%	2.02
Minier (ressource naturelle)	1000 – 1499	164	42.38%	1983.95	59.32%	12.10
Immobilier (Construction)	1500 – 1999	3	0.78%	7.5	0.22%	2.50
Manufacturier	2000 – 3999	100	25.84%	546.88	16.35%	5.47
Transport et service public	4000 – 4999	26	6.72%	251.59	7.52%	9.68
Commerce de gros	5000 – 5199	6	1.55%	50.71	1.52%	8.45
Commerce de détails	5200 – 5999	8	2.07%	80.04	2.39%	10.01
Finance, assurance et immobilier	6000 – 6999	28	7.24%	208.82	6.24%	7.46
Services	7000 – 8999	49	12.66%	208.75	6.24%	4.26
Total		387	100.00%	3344.29	100.00%	8.64

* en millions de dollars canadiens

3.2 Méthodes :

Pour estimer la performance à long terme des émissions subséquentes d'actions nous retenons les deux approches discutées dans la section I du chapitre III. La performance sera mesurée pour les 12, 24 et 36 mois suivant l'émission.

Dans l'approche événementielle, nous optons pour la méthode des rendements anormaux cumulés équipondérés (RAC). Dans l'approche calendaire, nous utilisons le modèle équipondéré de trois facteurs de Fama et French (1993) ainsi que le modèle équipondéré à quatre facteurs de Carhart (1997). Pour construire les facteurs de risque afférents à ces deux modèles, nous suivons l'approche d'Ikenberry, Lakonishok et Vermaelen (2000, *Journal of Financial Economics*). Ces derniers se basent essentiellement sur les indices BARRA¹².

Les facteurs de risque sont calculés en utilisant les indices canadiens de style BARRA valeur et BARRA croissance¹³ pour les petites et les grandes entreprises cotées sur le marché canadien (TSX). Pour ses indices canadiens, BARRA définit l'univers des grandes entreprises comme étant les 200 plus grandes actions du marché boursier canadien (TSX). Les autres 300 plus grandes actions du TSX définissent l'univers des petites entreprises. Ces deux groupes d'entreprises sont subdivisés chacun en deux portefeuilles, un portefeuille dit de croissance et un portefeuille dit de valeur. Pour obtenir ces deux portefeuilles, BARRA détermine un score pour chaque entreprise en pondérant par 2/3 le ratio (VL/VM) et par 1/3 le rendement du dividende de l'entreprise. Les entreprises sont ensuite triées en fonction de ce score et subdivisées en deux portefeuilles (croissance et valeur) de façon à obtenir le même total de capitalisation boursière pour ces deux portefeuilles. Cette procédure est actualisée tous les six mois (début janvier et début juillet) de chaque année.

¹² Société américaine qui fournit la plupart des sociétés de gestion en logiciels d'évaluation et de contrôle de risque. Cette société est surtout connue pour ses indices de styles Barra-valeur et Barra-croissance. Elle offre ces indices entre autre au Canada.

¹³ Ces indices sont obtenus à partir du site Internet de BARRA : <http://www.msclubarra.com/>

Ainsi, le facteur relié au ratio (VL/VM) dans le modèle de 3 facteurs de Fama et French (1993) est défini par la différence entre la moyenne des rendements des portefeuilles de valeur de BARRA (grandes entreprises de valeur et petites entreprises de valeur) et la moyenne des rendements des portefeuilles de croissance de BARRA (grandes entreprises de croissance et petites entreprises de croissance).

Pour le facteur relié à la taille, il est défini par la différence entre la moyenne des rendements de l'univers des petites entreprises tel que défini par BARRA (petites entreprises de valeur et petites entreprises de croissance) et la moyenne des rendements de l'univers des grandes entreprises tel que défini par BARRA (grandes entreprises de valeur et grandes entreprises de croissance).

Pour le calcul des *accruals* et plus précisément les *accruals* à court terme discrétionnaires, nous optons pour la version modifiée du modèle de Jones (1991) présentée dans la section II du chapitre III et nous poursuivrons la procédure de Teoh, Welch et Wong (1998 a, 1998 b) qui est issue de ce modèle.

Les *accruals* totaux sont la somme des *accruals* discrétionnaires et non discrétionnaires ($TAC = AD + AND$) et se définissent par la différence entre les flux monétaires opérationnels et le revenu net :

$$\text{Accruals totaux} = \text{revenu net} - \text{flux monétaires opérationnels} \quad (22)$$

Les *accruals* totaux peuvent se décomposer en *accruals* à court terme et *accruals* à long terme :

$$\text{Accruals totaux} = \text{accruals à court terme (AC)} + \text{accruals à long terme (AL)} \quad (23)$$

Les *accruals* à court terme (AC) représentent le changement des actifs circulants sans les liquidités moins le changement dans la dette à court terme, soit :

$$AC = \Delta [\text{actifs circulants} - \text{encaisse}] - \Delta [\text{passifs CT} - \text{portion à CT de la dette à LT}] \quad (24)$$

Pour obtenir les *accruals* discrétionnaires et non-discrétionnaires pour une année donnée, Teoh, Welch et Wong (1998) utilise la version modifiée du modèle de Jones (1991). Ils effectuent une régression à moindres carrés ordinaires des *Accruals* à court terme sur la variation des ventes, en utilisant toutes les entreprises ayant le même code industrie que l'émetteur, sans inclure celui-ci :

$$\frac{AC_{jt}}{\text{Actif Total}_{j,t-1}} = a_0 \left(\frac{1}{\text{Actif Total}_{j,t-1}} \right) + a_1 \left(\frac{\Delta \text{Ventes}_{jt}}{\text{Actif Total}_{j,t-1}} \right) + \varepsilon_{jt} \quad (25)$$

où j représente les entreprises oeuvrant dans la même industrie que l'émetteur, sans inclure celui-ci,

$\Delta \text{Ventes}_{j,t-1}$ représente la variation des ventes pour l'entreprise j à l'année t ;

Les *accruals* à court terme non discrétionnaires (ACND) représentent la portion des *accruals* causée par la croissance des ventes et qui est indépendante de l'intervention des gestionnaires :

$$ACND_{i,t} = \hat{a}_0 \left(\frac{1}{\text{Actif Total}_{t-1}} \right) + \hat{a}_1 \left(\frac{\Delta \text{ventes}_{i,t} - \Delta A / R_{i,t-1}}{\text{Actif Total}_{t-1}} \right) \quad (26)$$

\hat{a}_0 et \hat{a}_1 sont deux paramètres estimés représentant respectivement l'ordonnée à l'origine et la pente. Le terme $(\Delta A / R_{i,t})$ représente la variation des comptes à recevoir à l'année t pour l'émetteur i . Le fait de retrancher l'augmentation des comptes à recevoir de la croissance des ventes permet de faire ressortir les manipulations éventuelles des ventes à crédit par l'émetteur en vue de gonfler les ventes pré-placement.

Les *accruals* restants représentent les *accruals* à court terme discrétionnaires (ACD), soit la portion susceptible de manipulation de la part des gestionnaires :

$$ACD_{it} = \frac{AC_{it}}{\text{Actif Total}_{i,t-1}} - ACND \quad (27)$$

Les *accruals* à long terme (AL) sont mesurés avec une régression similaire à l'équation (4). La variable dépendante est les *accruals* totaux (AT). Jones (1991) ajoute la variable "propriété, installation et équipement" (PIE) à la régression parce que les *accruals* à long terme sont affectés par les actifs à long terme :

$$\frac{AT_{jt}}{\text{Actif Total}_{j,t-1}} = b_0 \left(\frac{1}{\text{Actif Total}_{j,t-1}} \right) + b_1 \left(\frac{\Delta \text{Ventes}_{jt}}{\text{Actif Total}_{j,t-1}} \right) + b_2 \left(\frac{\text{PIE}_{jt}}{\text{Actif Total}_{j,t-1}} \right) + \varepsilon_{jt} \quad (28)$$

Les *accruals* totaux non discrétionnaires (ATND) et les *accruals* totaux discrétionnaires sont calculés par les équations suivantes :

$$ATND_{it} = \hat{b}_0 \left(\frac{1}{\text{Actif Total}_{i,t-1}} \right) + \hat{b}_1 \left(\frac{\Delta \text{Ventes}_{it} - \Delta \frac{A}{R}_{it}}{\text{Actif Total}_{i,t-1}} \right) + \hat{b}_2 \left(\frac{\text{PIE}_{it}}{\text{Actif Total}_{i,t-1}} \right) \quad (29)$$

et

$$ATD_{it} = \left(\frac{AT}{\text{Actif Total}_{it}} \right) - ATND_{it} \quad (30)$$

Les *accruals* à long terme (AL) sont les *accruals* totaux nets des *accruals* courants. Ainsi, les *accruals* non discrétionnaires à long terme (ANDL) sont égaux à la différence entre ATND et ACND. Les *accruals* discrétionnaires à long terme (ADL) sont égaux à la différence entre AL et ANDL.

CHAPITRE IV

ANALYSE DE LA PERFORMANCE DES ÉMISSIONS SUBSÉQUENTES D' ACTIONS ET DE L' HYPOTHÈSE DE LA MANIPULATION DES RÉSULTATS

Ce chapitre a pour objectif d'analyser la performance à long terme des émissions subséquentes d'actions et de tester l'hypothèse de la manipulation des résultats à travers les accruals courants discrétionnaires sur cette performance.

4.1 Analyse des résultats de la performance à long terme des émissions subséquentes d'actions sur le marché canadien

Nous analysons en premier lieu la performance à long terme en utilisant la méthode des rendements anormaux cumulés (approche en temps événementiel) et en second lieu, nous analysons les deux modèles en temps calendaire, à savoir : le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) et le modèle à quatre facteurs de Carhart (1997). Il est à noter que nous avons utilisé l'échantillon sans chevauchement pour nos calculs.

4.1.1 L'approche événementielle

Le tableau 4.1 présente les rendements anormaux cumulés équipondérés (RAC équipondérés) des entreprises canadiennes qui ont réalisé des émissions subséquentes d'actions. Ces rendements ont été calculés pour 12, 24 et 36 mois suivant l'émission. Nous constatons que la performance anormale est positive la première année suivant l'émission (RAC moyen = 1.80%, *statistique t* = 0.743) et se détériore sur les deux périodes 24 et 36 mois suivant l'émission avec RAC moyen -5.43 % (*statistique t* = -2.339) et -0.76 % (*statistique t* = -1.345), respectivement.

Ces résultats corroborent avec les résultats des différentes études présentées dans la revue de littérature principalement en ce qui a trait à la contre-performance à moyen et long terme des émissions subséquentes d'actions principalement sur les 24 et 36 mois suivant l'émission. Par exemple, Desrosiers, L'Her et Sauriol (2004) en utilisant un échantillon composé de 161 émissions subséquentes d'actions canadiennes durant la période allant de 1986 à 2001 calculent un RAC équipondérés de -25.57% (*statistique t = -4.12*), -32.23% (*statistique t = -3.78*) pour les 12, 24 et 36 mois suivant l'émission respectivement.

La figure 4.1 illustre les rendements anormaux cumulés des émissions subséquentes d'actions sur une période de 36 mois. Nous remarquons une tendance à la baisse de la performance à long terme des émissions subséquentes.

**Tableau 4.1 Rendement anormal estimé selon l'approche en temps événementiel,
Janv.1996- sept. 2006**

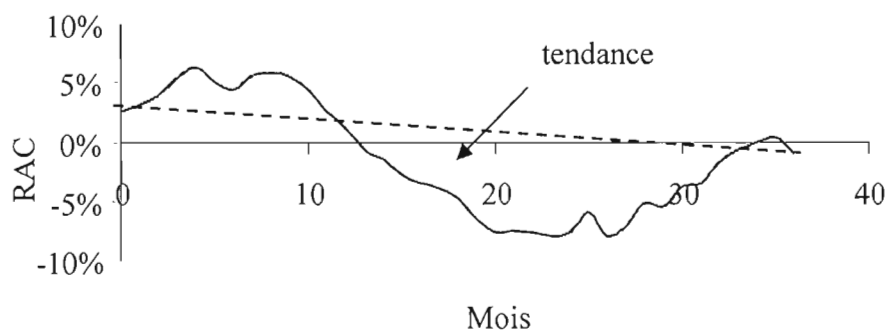
Mois	Rendement anormal cumulé moyen	Statistique-t
(0,+12)	1.80%	0.743
(0,+24)	-5.43%**	-2.339
(0,+36)	-0.76%*	-1.345

* Significatif pour un seuil de 10 %

** Significatif pour un seuil de 5 %

*** Significatif pour un seuil de 1 %

Figure 4.1 Rendements anormaux cumulés (0, +36 mois), janv. 1996 – sept. 2006



Le tableau 4.2 présente le rendement anormal cumulé moyen par année pour la période allant de janv.1996 à sept.2006. L'évolution du rendement anormal cumulé moyen par année ne permet pas de déduire une tendance particulière. Ce rendement fluctue d'une année à une autre. Toutefois, le RAC moyen sur toute la période est égal à -0.76% (statistiquement non significatif). Le RAC le plus faible est celui de l'année 1996 ($\text{RAC}(0, +36 \text{ mois}) = -8.25\%$, ($\text{statistique-t} = -3.88931$)). L'année 1998 a enregistré le RAC le plus élevé ($\text{RAC}(0, +36 \text{ mois}) = 5.08\%$), mais statistiquement non significatif ($\text{statistique-t} = 0.93207$).

Tableau 4.2 L'évolution du rendement anormal cumulé moyen, janv. 1996-sept. 2006

Année	RAC moyen (0, +36 mois)	Statistique-t
1996	-8.25%***	-3.89
1997	-1.58%	-0.66
1998	5.08%	0.93
1999	1.45%	0.62
2000	-1.13%	-0.49
2001	-1.37%	-0.89
2002	-1.34%	-1.04
2003	0.88%	0.73
2004	0.00%***	3.74
2005	0.00%***	3.03
Sept 2006	0.00%***	3.54
Janv.96-sept.06	-0.76 %	-1.28

* Significatif pour un seuil de 10 %

** Significatif pour un seuil de 5 %

*** Significatif pour un seuil de 1 %

Le tableau 4.3 présente la performance anormale des émissions subséquentes d'actions sur 36 mois. Nous remarquons que le RAC moyen (0, +36 mois) varie selon le secteur d'activité. Il est négatif pour la plupart des secteurs et est uniquement positif pour le secteur des industries de services avec un RAC moyen de 1.92 %, (*statistique-t* = 0.88) et pour le secteur de l'immobilier avec un RAC moyen de 1.84 % (*statistique-t* = 1.00). La plus grande contre-performance est affichée par le secteur du commerce de gros avec un RAC moyen de -6.60 %, (*statistique-t* = -1.28) suivi par le secteur des Finances, assurances et immobiliers qui affiche un RAC moyen de -1.96 %, (*statistique-t* = -1.02). Le secteur du commerce de détails a un RAC moyen de -1.69 %, (*statistique-t* = -0.47). Le secteur du service public affiche aussi un RAC moyen de -1.61 %, (*statistique-t* = -1.28). Le RAC moyen du secteur manufacturier est de -1.08% (*statistique-t* = -1.32) tandis que les deux autres secteurs à savoir le secteur de l'agriculture, pêche et forêt et le secteur minier ont des RACs moyens approximativement égales respectivement de -0.29 %, (*statistique-t* = -1.00) et -0.27 %, (*statistique-t* = -1.87).

Tableau 4.3 Le rendement anormal cumulé par secteur, janv. 1996 - sept. 2006

Secteur	RAC moyen (0, +36 mois)	Statistique-t
Agriculture, pêche et forêt	-0.29%	-1.00
Minier (ressource naturelle)	-0.27%	-0.187
Immobilier (Construction)	1.84%	1.00
Manufacturier	-1.08%*	-1.32
Transport et service public	-1.61%*	-1.28
Commerce de gros	-6.60%	-1.28
Commerce de détails	-1.69%	-0.47
Finance, assurance et immobilier	-1.96%	-1.02
Industrie des services	1.92%	0.88
Total	-0.76%	-1.28

* Significatif pour un seuil de 10 %

** Significatif pour un seuil de 5 %

*** Significatif pour un seuil de 1 %

Le tableau 4.4 représente le RAC moyen (0, +36 mois) par quartile de produit brut des émissions. La plus grande contre-performance est enregistrée par le 4^{ème} quartile, soit les émissions supérieures ou égales à 9.52 millions de dollars avec un RAC moyen de (-2.29 %), statistiquement significatif au seuil de 5 % (*statistique-t* = -2.3157). Quant à la plus grande performance, elle est affichée par le 1^{er} quartile (émissions inférieures à 2.22 millions de dollars) avec un RAC moyen de (0.29 %), mais statistiquement non significatif. Les deux quartiles intermédiaires, soit le 2^{ème} et 3^{ème} quartile, ont des rendements anormaux cumulés moyens négatifs, mais statistiquement non significatifs.

**Tableau 4.4 Le rendement anormal cumulé (RAC) par quartiles de taille,
Janv. 1996- sept. 2006**

Produit brut par quartile (en millions \$)	RAC moyen (0, +36 mois)	Statistique- <i>t</i>
1er quartile < 2.22	0.29%	0.2267
2.22 <= 2ème quartile < 4.56	-0.94 %	-0.7230
4.56 <= 3ème quartile < 9.52	-0.07 %	-0.0655
4ème quartile >= 9.52	-2.29 %**	-2.3157

* Significatif pour un seuil de 10 %

** Significatif pour un seuil de 5 %

*** Significatif pour un seuil de 1 %

4.1.2 L'approche en temps calendaire

Le tableau 4.5 montre que le rendement anormal estimé avec le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) est négatif sur les trois périodes considérées (12, 24 et 36 mois). Pour la période (0, +12 mois), le rendement anormal est de -1.65% statistiquement non significatif (*statistique-t* = -1.50). Pour les périodes de 24 et 36 mois, le rendement anormal est respectivement de -1.97 %, significatif au seuil de 5% (*statistique-t* = -2.14) et -1.78 % significatif au seuil de 10% (*statistique-t* = -1.87).

Par ailleurs, les résultats du tableau 4.5, nous permettent de constater aussi que le coefficient de risque du facteur taille relatif au modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) est négatif pour les trois périodes mais significativement différent de zéro uniquement pour les horizons temporels de 24 et 36 mois. Ce coefficient est de -6.13 statistiquement significatif au seuil de 10% (*statistique-t* = -1.76) et -6.32 statistiquement significatif au seuil de 10% (*statistique-t* = -1.73) pour les deux périodes de 24 et 36 mois suivant l'émission, respectivement. Ceci nous permet de constater que les entreprises qui réalisent des émissions subséquentes d'actions ordinaires sont donc, en moyenne de grande taille.

Pour ce qui est du coefficient de risque du ratio “valeur comptable / valeur marchande des actifs” nous constatons qu’il est positif et statistiquement significatif au seuil de 1% pour les trois horizons temporels de 12, 24 et 36 mois. Par exemple, pour la période (0, +12 mois) ce coefficient est de 0.94 (*statistique-t* = 11.17), alors que pour les périodes de 24 et 36 mois, ce coefficient est de 0.84 (*statistique-t* = 9.38) et 0.81 (*statistique-t* = 9.27), respectivement. Ces résultats permettent de constater que les entreprises canadiennes qui réalisent des émissions subséquentes d’actions ordinaires sont donc en moyenne, de grande taille et de valeur.

Il faut remarquer en outre que le coefficient de détermination (R^2 ajusté) du modèle de Fama et French (1993) durant les douze premiers mois a atteint 72.36% et il a augmenté durant les horizons de 24 et 36 mois, pour atteindre 78.33% et 77.33% respectivement.

Afin de vérifier la robustesse des résultats du modèle à trois facteurs de Fama et French (1993), nous analysons la performance des émissions subséquentes d’actions ordinaires calculées par le modèle à quatre facteurs de Carhart (1997). Le tableau 4.6 rapporte les résultats de ce modèle. On constate qu’il existe une sous-performance à moyen et long terme des émissions subséquentes d’actions pour les trois périodes qui est statistiquement significative. Pour la période (0, +12 mois), le rendement anormal est de -1.87 %, statistiquement significative au seuil de 10 % (*statistique-t* = -1.67). Pour la période (0, +24 mois), le rendement anormal est de -2.35 % significatif au seuil de 5 %, (*statistique-t* = -2.52), et pour la période (0, +36 mois), le rendement anormal est -2.30 % significatif au seuil de 5% (*statistique-t* = - 2.45).

Le modèle de Carhart (1997) confirme donc la sous-performance observée par le modèle de Fama et French (1993). Ce pendant cette sous-performance calculée par le modèle de Carhart (1997) est légèrement supérieure à celle constatée par le modèle de Fama et French (1993). Il est à remarquer aussi que le modèle de Carhart (1997) a un pouvoir explicatif supérieur à celui de Fama et French (1993) comme l’indique son coefficient de détermination (R^2 ajusté) qui a atteint 72.87% durant les douze premiers mois et qui a augmenté durant les horizons de 24 et 36 mois, pour atteindre 80.09% et 80.67% respectivement.

Concernant les résultats du coefficient de risque du facteur taille et du coefficient de risque du ratio “valeur comptable / valeur marchande des actifs”, le modèle de Carhart (1997) confirme la conclusion tirée par le modèle de Fama et French (1993) à savoir que les entreprises canadiennes qui réalisent des émissions subséquentes d’actions ordinaires sont en moyenne, de grande taille et de valeur. En effet, les résultats du tableau 4.6, nous permettent de constater que le coefficient de risque du facteur taille relatif au modèle à quatre facteurs de Carhart (1997) est négatif et significativement différent de zéro pour les trois périodes de 12, 24 et 36 mois. Ce coefficient est de -6.71 statistiquement significatif au seuil de 10% (*statistique-t* = -1.67), -6.61 statistiquement significatif au seuil de 10% (*statistique-t* = -1.91) et de -6.97 statistiquement significatif au seuil de 5% (*statistique-t* = -1.99) pour les trois périodes de 12, 24 et 36 mois suivant l’émission, respectivement.

Pour ce qui est du coefficient de risque du ratio “valeur comptable / valeur marchande des actifs” nous constatons qu’il est positif et statistiquement significatif au seuil de 1% pour les trois horizons temporels de 12, 24 et 36 mois. Par exemple pour la période (0, +12 mois) ce coefficient est de 1.03 (*statistique-t* = 9.28), alors que pour les périodes de 24 et 36 mois, ce coefficient est de 1.01 (*statistique-t* = 11.86) et 1.04 (*statistique-t* = 12.21), respectivement.

Finalement nous constatons que le coefficient du facteur *momentum* est positif et statistiquement significatif pour les horizons de 12, 24 et 36 mois ce qui signifie que les firmes émettrices canadiennes de notre échantillon semblent avoir en moyenne un *momentum* différent du *momentum* médian du marché.

Nos résultats rappellent ceux de Brav, Geczy et Gompers (2000) qui ont eu recours à ces deux modèles pour estimer la performance financière d’émissions subséquentes d’actions réalisées par un échantillon de 4526 firmes américaines effectuées entre 1975-1992. Ils notent pour une période de 36 mois, une performance anormale mensuelle négative de -0.37% (*statistique-t* = -4.81) avec le modèle équipondéré à trois facteurs. Ce résultat est confirmé par le modèle équipondéré à 4 facteurs de Carhart (1997) qui donne une performance anormale mensuelle négative de -0.28% (*statistique-t* = -3.34).

Tableau 4.5 Résultats du modèle de Fama et French (1993), janv. 1996 - sept. 2006

	(0, +12 mois)	Statistique- <i>t</i>	(0, +24 mois)	Statistique- <i>t</i>	(0, +36 mois)	Statistique- <i>t</i>
Rendement						
anormal	-1.65 %	-1.50	-1.97 %**	-2.14	-1.78 %*	-1.87
$R_m - R_{ft}$	7.48*	1.87	7.18**	2.05	7.36**	2.01
SMB	-6.43	-1.61	-6.13*	-1.76	-6.32*	-1.73
HML	0.94***	11.17	0.84***	9.38	0.81***	9.27
R^2 ajusté	0.7236		0.7833		0.7733	

* Significatif pour un seuil de 10 % ** Significatif pour un seuil de 5 % *** Significatif pour un seuil de 1 %

Tableau 4.6 Résultats du modèle de Carhart (1997), janv. 1996 - sept. 2006

	(0, +12 mois)	Statistique- <i>t</i>	(0, +24 mois)	Statistique- <i>t</i>	(0, +36 mois)	Statistique- <i>t</i>
Rendement						
anormal	-1.87%*	-1.67	-2.35 %**	-2.52	-2.30 %**	-2.45
$R_m - R_{ft}$	7.84*	1.95	7.79**	2.25	8.18**	2.33
SMB	-6.71*	-1.67	-6.61*	-1.91	-6.97**	-1.99
HML	1.03***	9.28	1.01***	11.86	1.04***	12.21
PRIYR	0.17*	1.65	0.29***	3.24	0.40***	4.45
R^2 ajusté	0.7287		0.8009		0.8067	

* Significatif pour un seuil de 10 % ** Significatif pour un seuil de 5 % *** Significatif pour un seuil de 1 %

Remarque : La statistique-*t* tient compte de l'hétéroscédasticité

4.2 L'analyse de l'hypothèse de la manipulation des résultats

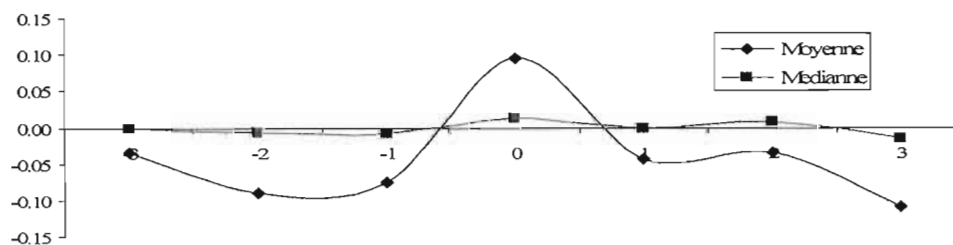
Pour analyser l'hypothèse de la manipulation des résultats nous avons calculé les accruals courants discrétionnaires. Le tableau 4.7 indique la valeur de la médiane et de la moyenne des accruals pour les trois années avant et après l'année de l'émission (année 0). Il ressort que la gestion des résultats atteint son maximum durant l'année 0. Par exemple, la valeur médiane des accruals courants discrétionnaires est négative durant les trois années qui précèdent l'année de l'émission, atteint son maximum avec une valeur positive de 0.0957 durant l'année de l'émission puis diminue dès la première année suivant l'émission. La figure 4.2 montre cette tendance. Teoh, Welch et Wong (1998 b) relève la même tendance pour les accruals courants discrétionnaires dans le marché américain.

Tableau 4.7 Accruals courants discrétionnaires (ACD) pour les émissions subséquentes d'actions ordinaires entre janv. 1996 - sept. 2006

Année	-3	-2	-1	0*	1	2	3
Médiane	-0.0347	-0.0895	-0.0750	0.0957	-0.0438	-0.0346	-0.1092
Moyenne	0.0005	-0.0069	-0.0080	0.0141	-0.0006	0.0076	0.0155

*L'année 0 correspond à l'année de l'émission

Figure 4.2 Évolution du niveau des accruals courants discrétionnaires (ACD) pour la période (-3ans , + 3ans)



Pour la suite nous effectuons une analyse des accruals courants discrétionnaires (ACD) par quartile. Le tableau 4.8 rapporte la distribution de notre échantillon en fonction des accruals courants discrétionnaires (ACD) à l'année d'émission (année 0). Nous effectuons une répartition selon le degré de manipulation des accruals. Autrement dit, le quartile le plus agressif correspond aux entreprises dont les ACD sont les plus importants. Le quartile le plus conservateur correspond aux entreprises qui ont les ACD les plus faibles.

La répartition selon le style de gestion des résultats nous permet de noter que le quartile le plus agressif correspond aux entreprises qui ont réalisé les plus importantes émissions subséquentes d'actions ordinaires en termes de produit brut moyen. La taille moyenne des émissions dans ce quartile est de 10.16 millions de dollars. Le produit brut moyen des émissions subséquentes d'actions dans le quartile le plus conservateur est de 8.01 millions de dollars.

Tableau 4.8 Caractéristiques des émissions subséquentes d'actions dans l'année d'émission selon les quartiles d'accruals courants discrétionnaires (ACD), janv.1996-sept.2006

	ACD		Produit brut moyen
	Moyenne	Médiane	
Quartile le plus agressif (ACD ≥ 0.079)	0.5054	0.1604	10.16
Quartile 3 (0.014 \leq ACD < 0.079)	0.0389	0.0335	6.93
Quartile 2 (-0.037 \leq ACD < 0.014)	-0.0121	-0.0119	8.26
Quartile le plus conservateur (ACD < -0.037)	-0.1571	-0.1083	8.01

Le tableau 4.9 présente les rendements anormaux moyens des émissions subséquentes d'actions ordinaires estimés avec la méthode des rendements anormaux cumulés (RAC) pour une fenêtre (0, +36 mois). Nos résultats ramènent une contre-performance des émissions subséquentes d'actions ordinaires pour la fenêtre (0, + 36 mois) au niveau de tous les quartiles. Ce pendant, le quartile le plus agressif enregistre la contre-performance la plus sévère avec un RAC (0, +36 mois) de -2.21 %, statistiquement significatif au seuil de 10%

(*statistique-t* = -1.69). Pour les autres quartiles, bien que les RACs soient négatifs, nous ne pouvons pas constater une relation négative entre la gestion des résultats et la performance financière des émissions subséquentes d'actions (les résultats ne sont pas statistiquement significatifs). En somme, ces résultats rappellent ceux de Teoh, Welch et Wong (1998a et 1998b). Ces derniers constatent que les entreprises qui réalisent des émissions publiques et qui présentent des ajustements discrétionnaires importants durant l'année de l'émission, contribuant ainsi à la surévaluation de leurs résultats, affichent des contre-performances financières sur un horizon de moyen et long terme suivant l'émission.

Tableau 4.9 Le rendement anormal cumulé (RAC) par quartiles d'accruals courants discrétionnaires (ACD), janv. 1996-sept. 2006

Quartiles ACD (année 0)	RAC moyen (0, +36 mois)	Statistique- <i>t</i>
Quartile le plus agressif (ACD ≥ 0.079)	-2.21 %*	-1.69
Quartile 3 (0.014 \leq ACD < 0.079)	-1.39 %	-1.25
Quartile 2 (-0.037 \leq ACD < 0.014)	-0.19 %	-0.11
Quartile le plus conservateur (ACD < -0.037)	-0.20 %	-1.11

* Significatif pour un seuil de 10 %

** Significatif pour un seuil de 5 %

*** Significatif pour un seuil de 1 %

CONCLUSION

Ce mémoire a pour objectif d'examiner la performance à moyen et long terme des émissions subséquentes d'actions d'entreprises canadiennes et de tester l'hypothèse de la manipulation des résultats comme explication possible au comportement financier à moyen et long terme. Pour ce faire nous avons considéré un échantillon composé de 327 entreprises canadiennes qui ont réalisé 603 émissions subséquentes d'actions ordinaires pour la période de janvier 1996 à septembre 2006.

Dans le premier volet de cette recherche, nous évaluons la performance à moyen et long terme des émissions subséquentes d'actions pour l'échantillon choisi à l'aide de deux approches de calcul : l'approche en temps événementiel et l'approche en temps calendaire.

En utilisant la méthode des rendements anormaux cumulés (approche en temps événementiel), nous calculons une performance anormale positive la première année suivant l'émission (RAC moyen = 1.80%, *statistique-t* = 0.743) et négative les deuxième et troisième années de l'émission avec des RACs moyens de -5.43 % (*statistique-t* = -2.339) et -0.76 % (*statistique-t* = -1.345), respectivement.

En considérant le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) (approche en temps calendaire), nous calculons un rendement anormal négatif. Pour la période (0, +12 mois), le rendement anormal est de -1.65% (*statistique-t* = -1.50). Pour les périodes de 24 et 36 mois, le rendement anormal est respectivement de -1.97 % (*statistique-t* = -2.14) et -1.78 % (*statistique-t* = -1.87). Cette contre-performance a été confirmée par le modèle à quatre facteurs de Carhart (1997) avec un rendement anormal de -1.87 % (*statistique-t* = -1.67) pour la période (0, +12 mois), de -2.35 % (*statistique-t* = -2.52), et -2.30 % (*statistique-t* = -2.45) pour les 24 et 36 mois suivant l'émission, respectivement.

Dans l'ensemble, nos résultats sont cohérents avec les résultats des études américaines qui confirment la performance décevante des émissions subséquentes.

Dans le second volet de cette recherche, nous testons l'hypothèse de la manipulation des résultats comme explication possible à la contre-performance des émissions subséquentes d'actions. Selon cette hypothèse, les émetteurs procéderaient intentionnellement à des manipulations comptables en vue d'accroître les bénéfices lors des émissions d'actions. Par la suite et au fur et à mesure que l'information arrive sur les marchés, les investisseurs réévaluent à la baisse la valeur de l'entreprise. Ceci qui explique la chute du titre et la contre-performance à moyen et long terme. Pour tester cette hypothèse, nous décomposons l'échantillon en quatre quartiles allant du quartile des entreprises ayant géré d'une manière conservatrice leurs résultats au quartile des entreprises ayant géré d'une manière agressive leurs résultats. Nos résultats montrent que seul le résultat du quartile le plus agressif est significatif avec un RAC sur 36 mois suivant l'émission égale à -2.21 % (*statistique-t* = -1.69). Ce résultat confirme celui de Teoh, Welch et Wong (1998 a et 1998 b) et remet en cause l'irrationalité des investisseurs qui persistent à se porter acquéreurs des nouvelles actions émises malgré leur contre-performance à moyen et long terme.

Enfin, ce travail a certes des limites qui sont plutôt des avenues de recherche possibles. Ainsi, il serait intéressant de tester la robustesse de nos résultats en effectuant un pairage selon l'industrie et la taille avec l'approche événementiel. Ceci permettrait de mieux comprendre le rôle de la dimension méthodologique dans les études événementielles. Par ailleurs, il serait aussi intéressant d'examiner d'autres explications à la contre-performance des émissions subséquentes, telles que l'excès d'optimisme des analystes financiers lors des émissions subséquentes (Rajan et Servaes, 1997, *Journal of Finance*) ou encore le prestige du courtier (Carter, Dark et Singh, 1998, *Journal of Finance*).

BIBLIOGRAPHIE

- Ambarish, R., K. John, et J. Williams, (1987), « Efficient signalling with dividends and investments », *Journal of Finance*, p. 321-343.
- Barber, B., et J. Lyon, (1997), « Detecting long-run abnormal stock returns: the empirical power and specification of test statistics », *Journal of Financial Economics* 43, p. 341-372.
- Brav, A., C. Geczy et P.A. Gompers., (2000), « Is the abnormal return following equity issuances anomalous? », *Journal of Financial Economics* 56 (2), p. 209-249.
- Bernard, V., (1987) « Cross-sectional dependence and problems in inference in market-based accounting research » *Journal of Accounting Research* 25 (1), p. 1-48.
- Cai, J. et T. Loughran., (1998), «The Performance of Japanese seasoned equity offerings», 1971 – 1992, *Pacific-Basin Finance Journal* 6, p. 395 – 425.
- Carhart, M., (1997), « On persistence in mutual fund performance », *Journal of Finance* 52, p. 57-82.
- Carter, R., F. Dark et A. Singh, (1998), « Underwriter Reputation, Initial Returns, and the Long-Run Performance of IPO Stocks », *Journal of Finance* 53, p. 285-311.
- Cooney, J.R. et A. Kalay., (1993), «Positive information from equity issue announcements», *Journal of Financial Economics* 33, p. 149-172.
- Cormier, D. et M., Magnan, (1996), « La gestion stratégique des résultats: buts visés et contexte s’y prêtant », in *Actes de l’AFC*, p. 819-834.
- DeAngelo, L. A., (1986), « Accounting numbers as market valuation substitutes: A study of management buyouts of public stockholders », *The Accounting Review* 51 (3), p. 400-420.
- Dechow, P. et Sloan R., (1991), « Executive incentives and the horizon problem: an empirical investigation », *Journal of Accounting and Economics* 14 (1), p. 51-89.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan et A. P. Sweeny, (1995), «Detecting earnings management », *The Accounting Review* 70 (2), p. 193-225.
- Desrosier, S., L’Her, J.F et L. Sauriol, (2004), « Les SEO : bon ou mauvais présage a long terme », *Revue Canadienne d’investissement*, p. 5-9.
- DuCharme , L., P. H. Malatesta et S. E. Sefcik, (2004), « Earnings management, stock issues, and shareholder lawsuits, » *Journal of Financial Economics* 71, p. 27-49.

- Fama, E.F., et MacBeth, J. D, (1973), « Risk, return and equilibrium: Empirical tests », *Journal of Political Economy* 81, p. 607-636.
- Fama, E. F. et K. R. French, (1992), « The Cross-section of expected stock returns », *Journal of Finance* 47 (2), p. 427-465.
- Fama, E. F. et K.R. French, (1993), « Common risk factors in the returns on stocks and bonds», *Journal of Financial Economics* 33, p. 3-56.
- Fama, E. F., (1998), « Market efficiency, long-term returns and behavioural finance », *Journal of Financial Economics* 49, p. 283-306.
- Guenther, D., (1994), « Earnings management in response to corporate tax rate changes: Evidence from the 1986 tax reform act », *Accounting Review* 69 (1), p. 230-243.
- Healy, P., (1985), « The effect of bonus schemes on accounting decisions », *Journal of Accounting and Economics* 7, p. 85-107.
- Ikenberry, D., Lakonishok, J. et T. Vermaelen, (2000), « Stock repurchases in Canada and strategic trading », *Journal of Finance* 55 (5), p. 2373-2398.
- Ikenberry, D., Lakonishok, J. et T. Vermaelen, (1995). « The under reaction to open market share repurchases », *Journal of Financial Economics* 39, p. 181-208.
- Jagadeesh, N., (2000), «Long-term performance of seasoned equity offerings: Benchmark errors and biases in expectations », *Financial Management* 29, p. 5-30.
- Jeanjean, T., (2001), « Contribution à l'analyse de la gestion du résultat des sociétés cotées », *Papier de recherche, CEREG, Université Paris Dauphine*.
- Jeanneret, P., (2000), Use of the proceeds and long -term performance of french SEO firms», *European Financial Management Association Congress (EFMA)*.
- Jones, J., (1991), « Earnings management during import relief investigations », *Journal of Accounting Research* 29 (2), p. 193-228.
- Kang, S.H. et K. Sivaramakrishnam, (1995), « Issues in testing earnings management and an instrumental variable approach », *Journal of Accounting Research* 33(2), p. 353-367.
- Kreutzfeldt, R.W. et W. A. Wallace, (1986), « Error characteristics in audit populations: their profile and relationship to environmental factors». *Auditing: a Journal of Practice & Theory* 6 (1), p. 20-43.
- Kooli, M., et J.M. Suret, (2004), « The aftermarket performance of initial public offerings in Canada», *Journal of Multinational Financial Management* 14, p. 47-66.

Kothari, S., et J. Warner, (1997), «Measuring long-horizon security price performance», *Journal of Financial Economics* 43, p. 301-340.

Lee, H.W, (1997), «Post offering earnings performance of firms that issue seasoned equity: The role of growth opportunities », *The Quarterly Review of Economics and Finance* 37 (1), p. 97-114.

Loughran, T., et J. R. Ritter, (1995), « The new issues puzzle », *Journal of Finance* 50 (1), p. 23-51.

Loughran, T., et J. R. Ritter, (1997), « The operating performance of firms conducting seasoned equity offerings », *Journal of Finance* 52 (5), p. 1823-1850.

Loughran, T., et J. Ritter, (2002), «Why don't issuers get upset about leaving money on the table in IPOs? », *The Review of Financial Studies* 15, p. 413-443.

Lyon, J., B. Barber et C. Tsai, (1999), « Improved methods for tests of long-run abnormal stock returns », *Journal of Finance* 54 (1), p. 165-201.

Mathew, P.G, (2002), « Long-horizon seasoned equity offerings performance in Pacific Rim markets », *Review of Financial Economics* 11, p. 317-333.

Mc Nichols, M., et G. P. Wilson, (1988), « Evidence of earnings management from the provision of bad debt », *Journal of Accounting Research* 26, p. 1-31.

Mitchell, M., et E. Stafford, (2000), « Managerial decisions and long-term stock price performance », *Journal of Business* 73, p. 287-329.

Mola, S., et T. Loughran, (2004), « Discounting and clustering in seasoned equity offering prices », *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 39, p. 1-23.

Rajan, R., et H. Servaes, (1997), « Analyst following of initial public offerings », *Journal of Finance* 52(2), p. 507-529.

Rangan, S., (1998), « Earning management and the performance of seasoned equity offerings », *Journal of Financial Economics* 50 (1), p. 101-122.

Richard, B. C., H. D. Frederick, et A.K. Singh, (1998), « Underwriter reputation, initial returns, and the long-run performance of IPO stocks », *Journal of Finance* 53 (1), p. 285-311.

Ritter, J.R., 1991, «The long run performance of initial public offerings », *Journal of Finance* 46, p. 3-28.

Shivakumar, L., (2000), « Do firms mislead investors by overstating earnings before seasoned equity offerings? », *Journal of Accounting and Economics* 29, p. 339-371.

Spiess, D. K., et J. Affleck-Graves, (1995), « Underperformance in long-run stock returns Following seasoned equity offerings », *Journal of Financial Economics* 38 (3), p. 243-267.

Teoh, S. H., I. Welch et T. J., Wong, (1998a), « Earning management and the underperformance of seasoned equity offerings », *Journal of Financial Economics* 50, p. 63-99.

Teoh, S. H., I. Welch et T. J., Wong, (1998b), « Earning management and the long-run market performance of initial public offerings », *Journal of Finance* 53 (6), p. 1935-1974.

Teoh, S. H., et T. J. Wong, (2002), « Why new issues and high-accrual firms underperform: The role of analysts' credulity », *The Review of Financial Studies* 15 (3), p.869-900.

Yoon, S. S. et G. Miller, (2002), « Earnings management of seasoned equity offering firms in korea », *The International Journal of Accounting* 37, p 57- 78.