



CIRANO

Centre interuniversitaire de recherche
en analyse des organisations

Cahiers CIRANO
CIRANO Papers

N° 95c-2

**ANOMALIES DE MARCHÉ ET
SÉLECTION DES TITRES AU CANADA**

*Richard Guay, Jean-François L'Her,
Jean-Marc Suret*

Montréal
Avril 1995

Anomalies de marché et sélection des titres au Canada*

Richard Guay, Jean-François L'Her, Jean-Marc Suret

Richard Guay, et Jean-François L'Her sont professeurs adjoints au Service de l'enseignement de la Finance de l'école des Hautes Études Commerciale de Montréal et chercheurs invités à CIRANO. Jean-Marc Suret est professeur titulaire au département de finance de l'Université Laval et directeur de recherche à CIRANO. Il est également membre du Centre de Recherche en Économie et Finance Appliquées (CRÉFA) de l'Université Laval.

Ces chercheurs composent une équipe dont les activités s'articulent autour de divers thèmes liés à l'analyse financière des titres canadiens : déterminants des structures de financement et des performances des entreprises canadiennes, anomalies de marché et règles de sélection des titres, étude et exploitation des prévisions de bénéfices réalisées par les analystes financiers, émissions initiales et impact du rôle de l'État sur le risque et le rendement des titres financiers.

* Cette recherche a bénéficié de l'aide financière du CRSH et du FCAR. Nous remercions L. Arnoux, M. Laberge et J. Laferrière pour leur aide dans la vérification et le traitement des données. Nous avons bénéficié des commentaires des participants aux congrès de l'ACFAS (Montréal, mai 1994). Les auteurs peuvent être contactés à CIRANO, 2020 rue University, Montréal (Qc) H3A 2A5. Tél : (514) 985-4030 ; E.mail : SURETJ@cirano.umontreal.ca.

CIRANO

Le CIRANO est une corporation privée à but non lucratif constituée en vertu de la Loi des compagnies du Québec. Le financement de son infrastructure et de ses activités de recherche provient des cotisations de ses organisations-membres, d'une subvention d'infrastructure du ministère de l'Industrie, du Commerce, de la Science et de la Technologie, de même que des subventions et mandats obtenus par ses équipes de recherche. La collection des *Cahiers CIRANO* est la réalisation d'une des missions que s'est données le CIRANO, soit d'assurer la diffusion des résultats des ses recherches au sein des organisations-partenaires.

CIRANO is a private non-profit organization incorporated under the Québec Companies Act. Its infrastructure and research activities are funded through fees paid by member organizations, an infrastructure grant from the Ministère de l'Industrie, du Commerce, de la Science et de la Technologie, and grants and research mandates obtained by its research teams. The CIRANO Papers collection fulfils one of the missions of CIRANO: to transfer the results of its research to partner organizations.

Les organisations-partenaires / The Partner Organizations

- Ministère de l'Industrie, du Commerce, de la Science et de la Technologie.
- École des Hautes Études Commerciales.
- École Polytechnique.
- Université de Montréal.
- Université Laval.
- McGill University.
- Université du Québec à Montréal.
- Bell Québec.
- Caisse de dépôt et de placement du Québec.
- Hydro-Québec.
- La Banque Laurentienne du Canada.
- Fédération des caisses populaires de Montréal et de l'Ouest-du-Québec.
- Télé globe Canada.
- Société d'électrolyse et de chimie Alcan Ltée.
- Avenor
- CIDEM

Ce document est publié dans l'intention de rendre accessible les résultats préliminaires de la recherche effectuée au CIRANO, afin de susciter des échanges et des suggestions. Les idées et les opinions émises sont sous l'unique responsabilité des auteurs, et ne représentent pas nécessairement les positions du CIRANO ou de ses partenaires.

This paper presents preliminary research carried out at CIRANO and aims to encourage discussion and comment. The observations and viewpoints expressed are the sole responsibility of the authors. They do not necessarily represent positions of CIRANO or its partners.

ANOMALIES DE MARCHÉ ET SÉLECTION DES TITRES AU CANADA

Au cours des dernières décennies, la recherche en finance a produit plusieurs résultats qui ont eu des répercussions directes sur la pratique des analystes financiers et des gestionnaires de portefeuille. Le modèle d'équilibre des actifs financiers (MÉDAF ou CAPM), est vraisemblablement l'exemple le plus connu. Il stipule que le rendement attendu d'un titre est d'autant plus grand que le risque systématique, ou β , est élevé. Toutefois, divers travaux empiriques ont montré que le β n'est pas utile pour prédire les rendements que ce soit aux États-Unis (Fama et French, 1992) ou au Canada (Calvet et Lefoll, 1988 et Robinson, 1993).

Il est par contre apparu, au fil des travaux empiriques, que des facteurs autres que le β permettaient de prévoir partiellement les rendements. Comme ils n'étaient pas prévus par la théorie et qu'ils contredisaient le postulat de l'efficacité des marchés, ces facteurs ont été regroupés sous le terme *d'anomalies de marché*¹. Les effets les plus célèbres sont liés à la taille (le *small firm effect* : *ME*), au ratio bénéfice/cours (*earnings to price effect* : *E/P* ou *price to earnings effect* *E/P*) et au rapport de la valeur comptable des actions à leur valeur sur le marché (*book to market effect* : *BE/ME*).

Le rendement anormalement élevé des entreprises de petite taille a été récemment confirmé aux États-Unis par Jaffe, Keim et Westerfield (1989) et Fama et French (FF, 1992). Au Canada, Calvet et Lefoll (1988) concluent que cet effet de taille vaut pour le mois de janvier, mais semble absent pour tous les autres mois de l'année. L'effet P/E se traduit par un rendement anormalement élevé des titres à P/E faible, même lorsque le niveau de risque est pris en compte dans l'évaluation. Aux États-Unis, sa mise en évidence formelle peut être attribuée à Basu (1977), mais les travaux plus récents ont confirmé son existence (Jaffe, Keim et Westerfield, 1989) ainsi que ses liens avec l'effet de taille. Enfin, FF obtiennent la forme en U trouvée dans les études antérieures si le ratio E/P est considéré isolément². Toutefois, cet effet disparaît si d'autres anomalies sont prises en compte. Au Canada, Bourgeois et Lussier³ (1994) ont identifié une relation négative entre les P/E et les rendements, alors que Bartholdy (1993) n'a trouvé aucune relation. Finalement, de nombreux

¹ Pour une revue des principales anomalies de marché, voir le volume de Dimson (1988) intitulé *Stock Market Anomalies* et la revue de littérature de Fama (1991).

² En fait, deux variables sont utilisées pour capter cette forme fonctionnelle. La première variable prend les valeurs de E/P pour tous les bénéfices positifs et 0 autrement. La seconde variable est une variable dichotomique prenant la valeur 1 si les bénéfices sont négatifs et 0 autrement.

³ Bourgeois et Lussier ont analysé une période marquée par plusieurs baisses importantes du marché boursier. En effet, de 1973 à 1988, le rendement du TSE 300 a été fortement négatif à trois reprises (1975, 1982 et 1989) et les entreprises de grande taille ont mieux résisté à ces baisses que celles de petite taille.

travaux, incluant ceux de FF et de Fairfield et Harris (1993), ont confirmé l'association positive entre les rendements des actions et leur ratio BE/ME.

La persistance de ces anomalies de marché et le fait qu'elles expliquent mieux les rendements que le niveau de risque systématique⁴ nous conduisent à étudier les relations entre les rendements annuels des actions ordinaires canadiennes et les anomalies identifiées ci-dessus. Les contributions potentielles de l'article sont donc les suivantes : 1) La plupart des tests empiriques canadiens ayant trait aux relations entre rendements et anomalies de marché sont des tests univariés ou bivariés. Cet article est le premier à examiner de manière conjointe les effets de la taille, des ratios bénéfice/cours et valeur comptable/valeur marchande des actions sur les rendements des titres. Il vise à améliorer le niveau de connaissance encore limité de ce marché. 2) Les primes de risque associées à chacune des anomalies de marché sont estimées de manière plus efficace que dans les études canadiennes antérieures. Les primes de risque moyennes sont estimées selon les méthodes de FF et Huang et Litzenberger (1988). 3) L'échantillon, plus important que celui utilisé par toutes les études canadiennes antérieures, comporte 532 titres et porte sur une période de 28 ans, qui s'étend de 1963 à 1990. 4) Finalement, l'étude tente de limiter l'impact sur les résultats de trois problèmes méthodologiques importants, qu'ont rencontrés les travaux antérieurs. Il s'agit du biais de survie, du *look ahead bias* lié au fait que certaines études (Bartholdy, 1993) utilisent des données non disponibles publiquement pour prédire les rendements, et du biais sectoriel, lié au fait que seules les entreprises dont l'exercice financier se termine en décembre sont utilisées⁵.

On peut se demander pourquoi, dans un marché scruté par des centaines d'analystes financiers, des anomalies révélées depuis des décennies continuent à procurer des rendements anormaux. Cette étude propose deux explications à ce phénomène. Selon la première, certaines anomalies semblent avoir effectivement disparu, mais les coefficients moyens calculés au cours de longues périodes occultent cette situation. La seconde explication tient à l'importante instabilité des effets des anomalies. Cette instabilité fait qu'il n'est pas profitable de tenter de les exploiter. Si

⁴ FF ont montré que les rendements boursiers américains peuvent être partiellement prévus à l'aide de deux indicateurs dont disposent tous les investisseurs, soit la taille et le ratio BE/ME. De plus, lorsque le risque systématique est introduit dans le modèle, il ne joue aucun rôle dans l'explication des variations observées entre les rendements. La relation entre les β et les rendements devient donc « complètement horizontale ».

⁵ Par exemple, l'étude de Bartholdy (1993), qui couvre une période de 9 ans et porte sur 158 entreprises souffre d'un biais de survie puisque les cas d'acquisition, de fusion et de faillite sont exclus de l'échantillon. Les données des états financiers de décembre (généralement diffusés en avril) sont utilisées pour prédire les rendements du mois de janvier suivant. Finalement, un biais sectoriel apparaît puisque l'étude ne porte que sur les entreprises dont l'exercice financier se termine en décembre, ce qui entraîne la sur-pondération de certains secteurs d'activité comme le commerce de détail.

leur exploitation à long terme peut s'avérer faiblement profitable, elle entraîne à court et moyen terme des risques élevés et des frais de transactions importants. Cette étude remet donc en cause l'utilisation de règles d'analyse et de sélection de titres largement employées dans la pratique. Elle met en évidence plusieurs défis posés à la recherche en finance, dans des marchés volatiles et actifs, où aucune règle ne semble pouvoir être généralisable et où les relations semblent de plus en plus conditionnelles. En effet, les relations entre les rendements et les anomalies semblent dépendantes des conditions économiques et de circonstances qui, pour l'essentiel, restent à découvrir.

1. ÉCHANTILLON ET MESURE DES VARIABLES

L'étude comporte deux sections. La première est consacrée à la description de l'échantillon et des modes de calcul des variables. La seconde partie propose une analyse des effets taille, E/P et BE/ME au Canada, pour l'ensemble de la période et pour chacune des années, en prenant en compte la possibilité d'effets différents suivant les secteurs d'activité.

Cette étude teste la relation entre les rendements annuels des actions canadiennes, la taille et les ratios bénéfice/cours et valeur comptable/valeur marchande des actions afin de déterminer si ces anomalies de marché peuvent servir de base à des règles de sélection de titres. Les résultats présentés ici ont été obtenus sans prendre en compte le risque systématique des titres. L'incorporation de cette variable réduit la période d'analyse mais ne change en rien les conclusions de l'étude.⁶

Composition et vérification de l'échantillon

L'échantillon comporte toutes les entreprises non financières communes à : 1) l'édition 1992 de la base de données du *Financial Post* qui renferme les données comptables de 1963 à 1990 ; 2) l'édition 1992 du Ruban Laval qui comprend les données boursières de 1964 à 1991. L'échantillon de départ comporte 8347 observations, correspondant chacune à une entreprise/année. Toutes les données ont été conservées afin de limiter les problèmes liés aux biais de survie qui touchent la majorité des études en ce domaine. Toutefois, l'échantillon n'en est pas totalement exempt, puisque la base de données boursières ne comprend pas les titres qui ont été retirés de la Bourse avant 1974.

⁶ Voir Guay, L'Her et Suret (1994) pour une analyse incluant le risque systématique.

Définition et mesure des variables

Les variables de base sont le taux de rendement annuel des actions (R_{jt}), la taille (*market equity* : ME), le ratio de la valeur comptable à la valeur au marché des fonds propres (BE/ME), une variable binaire qui indique les ratios E/P négatifs (E/P Dum) et le ratio bénéfice/cours lorsqu'il est positif⁷ (E^+/P). Ces variables sont mesurées de la façon suivante :

R_{jt}	=	Rendement annuel du titre, calculé entre les mois $m+7$ et $m+18$, où m représente le mois de fin de l'exercice financier. Le délai de 6 mois permet de considérer que toute l'information contenue dans les états financiers est effectivement disponible aux investisseurs. Le rendement annuel du titre j pour l'année t est donc calculé comme suit : $R_{jt} = [(1+RM_{j,m+7}) \times (1+RM_{j,m+8}) \times \dots \times (1+RM_{j,m+18})]^{(1/12)} - 1$, où RM représente le rendement mensuel,
R_{ft}	=	Taux de rendement de l'actif sans risque. Il s'agit du taux de rendement des bons du Trésor à 30 jours, relevé dans la <i>Revue de la Banque du Canada</i> ,
$\ln(\text{ME})$	=	Logarithme népérien de la capitalisation boursière égale au nombre d'actions émises en fin d'exercice multiplié par le prix à la fin de l'exercice financier, exprimée en milliers de \$ (ME ou <i>market equity</i>),
$\ln(\text{BE/ME})$	=	Logarithme népérien du ratio de la valeur comptable des fonds propres, (incluant l'achalandage, augmenté du solde créditeur d'impôts reportés), à la valeur marchande des fonds propres,
E^+/P	=	Ratio du bénéfice (avant postes extraordinaires, incluant les impôts reportés) au cours de fin d'exercice, lorsque le bénéfice est positif et 0 autrement,
E/P dum	=	Variable binaire prenant la valeur 1 pour les ratios bénéfice/cours négatifs et 0 autrement.

⁷ Le ratio bénéfice/cours a été préféré à son inverse puisqu'il pose moins de problèmes de calcul lorsque les bénéfices sont près de 0.

Les rendements annuels sont calculés en cumulant les rendements mensuels, dont certains sont manquants. Afin d'éviter le biais de sélection qui découle de l'omission des années incomplètes, ces situations ont fait l'objet d'une analyse systématique. Elles ont quatre origines : introduction en Bourse, suspension temporaire, disparition à la suite de fusions ou d'acquisitions et disparition à la suite de difficultés financières. Des rendements nuls ont été attribués aux mois précédant l'entrée en Bourse, aux périodes de suspension temporaire ainsi qu'à la suite de disparitions liées à des difficultés financières. Le rendement moyen du marché a été accordé aux titres délistés à la suite de fusions ou d'acquisitions. Cependant, les rendements annuels ont été omis lorsque les titres étaient transigés durant moins de 4 mois.

L'analyse des distributions de rendements fait apparaître un nombre relativement important de données extrêmes. Par exemple, 72 rendements annuels dépassent 200 % ou sont inférieurs à -50 %. Des rendements annuels supérieurs à 800 % ont été relevés. Tous les rendements supérieurs à 200 % et inférieurs à -50 % ont été analysés. Ils ont, en premier lieu, été comparés à ceux fournis par la base de données *TSE Western* qui couvre la période 1974-1991. Par ailleurs, les évolutions des prix et les séries de fractionnement ont été comparées à celles fournies par *Graphoscope*. Cette analyse a permis de distinguer quatre situations. En premier lieu, des cas d'erreurs, relativement peu fréquents, ont été décelés et corrigés. Ils proviennent généralement d'ajustements incorrects lors de fractionnements. Les rendements positifs extrêmes découlent le plus souvent de situations où le prix du titre est inférieur à 5 \$. 34 des 72 rendements en cause ont été provoqués par des prix inférieurs à cette limite, alors que 29 autres sont imputables à des titres transigés entre 5 et 10 \$. Dans de tels cas, une augmentation de quelques \$ peut produire des taux de rendement extrêmes. Il est à souligner que plusieurs rendements très élevés se situent après de très fortes baisses du prix du titre. Afin de limiter l'impact de ces rendements sur les résultats, les 20 observations extrêmes ont été omises. Par ailleurs, la fréquence des données extrêmes est proportionnellement plus élevée dans le secteur primaire, où l'on observe 29 des 72 rendements extrêmes. L'influence du secteur d'activité sur les relations étudiées devra donc être prise en considération.

2. ANOMALIES DE MARCHÉ ET PRÉVISION DES RENDEMENTS

L'analyse des relations entre rendements des titres et anomalies de marché se fait en deux étapes. Dans un premier temps, nous présentons les résultats obtenus pour l'ensemble de la période. Nous analysons ensuite l'instabilité des résultats annuels et les différences sectorielles.

Résultats agrégés

Pour tester en quoi les anomalies de marché permettent de prédire les différences de rendements entre les titres, 28 régressions annuelles (de 1963 à 1990) du type suivant ont été effectuées :

$$R_{j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Ln ME}_{j,t-1} + \alpha_2 \text{Ln} \left[\frac{\text{BE}}{\text{ME}} \right]_{j,t-1} + \alpha_3 \left[\frac{\text{E}}{\text{P}} \text{Dum} \right]_{j,t-1} + \alpha_4 \left[\frac{\text{E}^*}{\text{P}} \right]_{j,t-1} + \epsilon_{jt} \quad \text{Modèle 1}$$

Les coefficients moyens ont été estimés par :

$$\hat{\alpha}_k = \sum_{t=1}^T w_t \hat{\alpha}_{kt} \quad k=1,2,3,4.$$

Dans un premier temps, nous avons calculé les moyennes et effectué les tests selon la méthode de FF, c'est-à-dire en accordant la même pondération à chacun des coefficients, quelle que soit la précision avec laquelle il est estimé.

$$w_t = \frac{1}{T}, \quad t_{FF} = \frac{\hat{\alpha}_k}{\sqrt{\text{Var}_{FF}(\hat{\alpha}_k)}} \quad \text{et} \quad \text{Var}_{FF}(\hat{\alpha}_k) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{\alpha}_{kt} - \hat{\alpha}_k)^2$$

Toutefois, Huang et Litzenberger (1988, p.318 ; HL) démontrent qu'il est préférable de pondérer chaque coefficient par l'inverse de sa variance. Les résultats obtenus à l'aide du test proposé par ces auteurs sont donc également présentés.

$$w_t = \frac{\text{Var}^{-1}(\hat{\alpha}_{kt})}{\sum_{t=1}^T \text{Var}^{-1}(\hat{\alpha}_{kt})}, \quad \text{Var}_{HL}(\hat{\alpha}_k) = \sum_{t=1}^T w_t^2 \text{Var}(\hat{\alpha}_{kt}) \quad \text{et} \quad t_{HL} = \frac{\hat{\alpha}_k}{\sqrt{\text{Var}_{HL}(\hat{\alpha}_k)}}$$

Puisque le prix de l'action intervient dans le calcul de chacune des anomalies, celles-ci sont généralement liés. Il existe également des relations connues entre certaines de ces anomalies. Par exemple, le ratio E/P semble corrélé avec la taille de l'entreprise. À la suite du modèle 1, les tests ont donc été répliqués à l'aide des modèles (2), (3) et (4) qui traitent à tour de rôle chacune des anomalies individuellement et en ignorant toutes les autres. Le modèle (2) vérifie la présence d'un effet de taille et ignore le rôle des autres anomalies. Le modèle (3) se rapporte à l'étude de l'effet du ratio de la valeur comptable à la valeur marchande des actions

en ignorant le rôle de la taille et du ratio E/P alors que le modèle (4) combine les deux variables liées à l'effet bénéfice/cours, mais ignore l'impact des deux anomalies précédentes :

$$R_{j,t} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t} \text{Ln ME}_{j,t-1} + \epsilon_{jt} \quad \text{Modèle 2}$$

$$R_{j,t} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \text{Ln} \left[\frac{\text{BE}}{\text{ME}} \right]_{j,t-1} + \epsilon_{jt} \quad \text{Modèle 3}$$

$$R_{j,t} = \theta_{0t} + \theta_{1t} \left[\frac{\text{E}}{\text{P}} \text{Dum} \right]_{j,t-1} + \theta_{2t} \left[\frac{\text{E}^+}{\text{P}} \right]_{j,t-1} + \epsilon_{jt} \quad \text{Modèle 4}$$

Le volet A du tableau 1 rapporte les primes moyennes associées aux anomalies de marché pour la période de 1963 à 1990 lorsque toutes les anomalies sont introduites simultanément pour prévoir les rendements des actions (modèle (1)). Les résultats obtenus à l'aide des modèles (2), (3) et (4) sont présentés au volet B du tableau 1. Les anomalies sont alors analysées individuellement. Les tests de signification sont menés de façon conventionnelle, puis à l'aide de la méthode HL. La première régression porte sur les rendements annuels de juillet 1963 à juin 1964, alors que les variables indépendantes ont été évaluées à la fin de l'exercice financier 1963 (pour une fin d'année fiscale en décembre).

De façon générale, les résultats canadiens sont comparables à ceux obtenus par FF aux États-Unis et ce, tant pour l'ampleur que pour le signe des coefficients. Si l'on examine de manière univariée les relations entre les rendements des actions canadiennes et les anomalies de marché (modèles (2) à (4)), les résultats sont similaires à ceux obtenus aux États-Unis. La taille mesurée par la capitalisation boursière est statistiquement et inversement liée au rendement des titres. Ce résultat va toutefois à l'encontre de celui rapporté par Calvet et Lefoll (1989) pour lesquels l'effet de taille n'était significatif qu'en janvier. Le ratio E/P est statistiquement et positivement lié au rendement, ce qui correspond aux résultats de Bartholdy (1993) et de Bourgeois et Lussier (1994). Le ratio BE/ME est également affecté d'un coefficient positif et significatif. Enfin, la variable binaire qui indique les bénéfices négatifs ne joue pas de rôle lorsque seul l'effet bénéfice/cours est analysé. Ce résultat est différent de ceux obtenus aux États-Unis (FF) où ce coefficient est positif et

significatif. Les actions canadiennes caractérisées par des bénéfices négatifs ne connaissent pas en moyenne des performances supérieures au cours des périodes suivantes.

Lorsque les anomalies sont analysées simultanément, (volet A), les résultats diffèrent quelque peu de ceux obtenus aux États-Unis. L'effet BE/ME et l'effet de taille sont importants. Toutefois, contrairement aux résultats américains, ces deux effets ne dominent pas l'effet E/P, qui demeure aussi important que l'effet de taille. Par ailleurs, la prime de risque associée à E/P dum est négative. Ce dernier résultat est contraire aux résultats américains, mais conforme aux résultats canadiens de Bartholdy (1993) ou Bourgeois et Lussier (1994).

Les résultats sont sensibles au fait que les anomalies soient traitées simultanément ou de façon individuelle. Un biais statistique apparaît si l'on traite les anomalies individuellement (causé par l'omission de variables importantes : les autres anomalies). Le tableau 1 montre que ce biais est très important pour la variable E/P Dum (qui prend la valeur 1 si l'entreprise a fait une perte dans l'année et 0 autrement) et de signe contraire aux anomalies E⁺/P et BE/ME. En effet, on peut lire au tableau 1 que l'impact de E/P Dum est cinq fois plus important dans le modèle 1 (estimation conjointe) que dans le modèle 4 (estimation individuelle). Le coefficient a augmenté (en valeur absolue) de -0,008 à -0,043. Les ratios E⁺/P et BE/ME ont vu leurs coefficients diminuer d'environ 30 % dans l'estimation conjointe. Le ratio E⁺/P voit son coefficient tomber de 0,441 à 0,297 et le ratio BE/ME voit le sien tomber de 0,127 à 0,079. Finalement, le rôle de la taille de l'entreprise est légèrement plus important dans l'estimation conjointe où le coefficient augmente, de -0,016 à -0,019. Ainsi, les résultats des études antérieures canadiennes qui ont analysé les effets E⁺/P et E/P Dum en ignorant le rôle de la taille et du ratio BE/ME sont vraisemblablement biaisés. Si ces études avaient simultanément traité toutes les anomalies, elles auraient conclu à un rôle moins important pour E⁺/P et beaucoup plus important pour E/P Dum, en raison de la corrélation positive qui lie la taille des entreprises à leur ratio E/P.

Globalement, les relations observées ici sont conformes à celles rapportées antérieurement au Canada. Toutefois, le coefficient de détermination moyen des régressions annuelles est de l'ordre de 2 %. Les anomalies de marché n'expliquent donc qu'un très faible pourcentage des différences entre les rendements des actions canadiennes et ne sont donc vraisemblablement pas utilisables aux fins de sélection des titres. En effet, ces relations sont temporellement instables et diffèrent suivant les secteurs d'activité.

Tableau 1

Principales caractéristiques des distributions des coefficients des modèles de régression, suivant que les anomalies de marché sont traitées simultanément (modèle (1)) ou individuellement (modèles (2), (3) et (4)), et tests de l'hypothèse que les moyennes de ces distributions sont différentes de 0 suivant le test t conventionnel et par la méthode de Huang-Litzenberger (HL).

	Ln ME	Ln BE/ME	E/P Dum	E+/P
Volet A : Coefficients obtenus en appliquant le modèle (1) : les anomalies sont analysées simultanément				
Moyenne	-0.015	0.047	-0.046	0.328
valeur t	-2.440*	1.770	1.650	2.200*
Moyenne (HL)	-0.019	0.079	-0.043	0.297
Valeur t	-4.270*	5.150*	-2.750*	4.610*
Nombre de coefficients (sur 28) :				
Négatifs	18	7	17	9
Positifs	10	21	11	19
Négatifs et significatifs	7	1	2	5
Positifs et significatifs	2	5	6	3
Significatifs	9	6	8	8
Volet B : Coefficients obtenus en appliquant les modèles (2), (3) et (4) : les anomalies sont analysées individuellement				
Moyenne	-0.017	0.105	0.004	0.571
Valeur t	-2.710*	3.860*	0.120	3.660*
Moyenne (HL)	-0.016	0.127	-0.008	0.441
Valeur t	-6.250*	9.230*	0.510	7.650*
Nombre de coefficients (sur 28)				
Négatifs	18	7	16	6
Positifs	10	21	12	22
Négatifs et significatifs	0	1	0	2
Positifs et significatifs	9	12	11	4
Significatifs	9	13	11	6

Instabilité temporelle

L'analyse présentée jusqu'ici repose sur l'étude de la moyenne d'une série de coefficients annuels. L'étude de l'évolution temporelle de ces coefficients présentée au tableau 2 en révèle la très grande instabilité. Ce tableau rapporte les coefficients du modèle (1), pour chacune des années de 1963 à 1990, ainsi que leurs valeurs t respectives. Les modèles (2), (3) et (4) conduisent à des résultats similaires qui n'ont pas été rapportés. Les sections inférieures des volets A et B du tableau 1 récapitulent le nombre de coefficients significatifs observés dans les divers cas. Les figures 1 à 3 quant à elles illustrent ces résultats, en plus d'introduire l'effet des différences inter-sectorielles.

Le tableau 2 montre que le nombre de coefficients significatifs varie de 7 (sur 28) pour le ratio BE/ME à 8 (sur 28) pour la taille et les ratios E/P Dum et E⁺/P.⁸ De plus, **pour chacune des années**, un ou deux coefficients sont de signe contraire à celui généralement anticipé. Les relations entre les anomalies de marché et les rendements des titres sont donc extrêmement instables et les relations sont fréquemment à l'inverse de celles anticipées. Leur exploitation aux fins de sélection des titres est donc aléatoire, d'autant plus que certains effets s'inversent pour des périodes relativement longues. C'est ce que permet d'observer le tableau 2. On y observe par exemple que l'effet de taille s'est inversé de 1985 à 1988 ; le *small firm effect* semble d'ailleurs avoir disparu depuis 1979, année au cours de laquelle on observe pour la dernière fois une relation inverse significative entre la taille et le rendement. L'effet BE/ME, que l'on anticipe positif, a été négatif de 1988 à 1990 alors que les titres à E/P élevé ont eu un rendement inférieur au cours de 9 des 28 dernières années. Finalement, on peut noter que les trois anomalies étudiées ici n'ont **jamais joué un rôle significatif simultané** au cours des 28 années étudiées.

⁸ Les résultats diffèrent si les anomalies sont estimées individuellement (modèles (2) à (4)). Dans ce cas, le nombre de coefficients significatifs varie de 6 à 13 (sur 28). Ces résultats ne sont pas présentés dans les tableaux.

Tableau 2

Relation entre les anomalies de marché et le rendement des actions canadiennes par année.

Les coefficients rapportés découlent de l'application annuelle du modèle (1) suivant :

$$R_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln ME_{i,t-1} + \alpha_2 \ln BE/ME_{i,t-1} + \alpha_3 E/P Dum_{i,t-1} + \alpha_4 E^*/P_{i,t-1} + \epsilon_t$$

	Ln ME		Ln BE/ME		E/P Dum		E*/P	
	α_1	t	α_2	t	α_3	t	α_4	t
1963	-0.033	-2.34*	0.003	0.03	0.011	0.09	0.774	1.80
1964	-0.016	-1.22	0.044	0.52	0.103	0.87	-0.512	-2.03*
1965	-0.023	-1.35	-0.221	-1.85*	-0.258	-1.25	0.468	0.97
1966	-0.078	-3.57*	0.028	0.21	-0.038	-0.20	-0.610	-0.70
1967	-0.014	-0.82	0.120	1.21	0.342	2.43*	1.475	2.03*
1968	0.026	2.51	0.041	0.59	0.028	0.33	1.989	3.47*
1969	0.009	0.55	0.087	0.95	-0.372	-3.05*	-0.079	-0.10
1970	-0.087	-5.42*	0.080	0.96	-0.276	-2.79*	-0.585	-0.92
1971	-0.011	-0.80	0.312	4.23*	-0.081	-0.93	-1.121	-2.17*
1972	0.005	0.40	0.330	4.59*	0.112	1.30	0.776	1.35
1973	-0.013	-0.92	0.141	1.79	-0.119	-1.31	-0.413	-1.37
1974	-0.026	-1.99*	0.051	0.86	0.161	2.11*	0.456	2.79*
1975	-0.040	-3.36*	-0.001	0.01	-0.049	-0.70	0.286	1.66
1976	-0.090	-5.18*	0.073	0.87	0.021	0.20	0.333	0.98
1977	0.029	1.61	-0.032	-0.34	0.042	0.38	-0.260	-0.66
1978	0.014	0.72	-0.278	-2.44*	-0.005	0.03	0.103	0.26
1979	-0.040	-2.28*	0.001	0.01	-0.224	-1.78	0.569	1.78
1980	-0.018	-1.44	0.149	1.97*	-0.172	-2.23*	0.029	0.11
1981	0.013	0.55	0.148	1.20	-0.098	-0.87	-0.218	-0.44
1982	-0.016	-1.47	0.155	3.37*	-0.136	-2.73*	1.000	2.77*
1983	-0.021	-1.39	0.131	1.49	-0.039	-0.56	2.089	3.78*
1984	-0.016	-0.91	-0.116	-1.19	-0.081	-1.03	1.167	2.71*
1985	0.019	1.09	0.032	0.30	0.067	0.77	-0.928	-1.35
1986	0.031	2.69*	0.262	4.02*	0.098	2.01*	0.501	1.74
1987	0.023	1.73	0.064	0.78	-0.015	-0.24	0.336	1.18
1988	-0.220	1.56	-0.108	-1.20	-0.200	-3.15*	0.250	0.81
1989	-0.008	-0.54	-0.117	-1.26	-0.075	-1.17	0.502	1.65
1990	-0.009	-0.47	-0.053	-0.51	-0.062	-0.71	0.832	1.52
Moyenne		-0.015		0.047		-0.046		0.033
Valeur t		-2.440		-1.770		-1.650		-2.200
Moyenne (HL)		-0.019		0.079		-0.043		0.297
Valeur t (HL)		-4.270		-5.150		-2.750		-4.610

Effets sectoriels

L'instabilité des effets des anomalies est illustrée par les figures 1 à 3. Elles permettent d'examiner les comportements temporels des coefficients du modèle 1 lorsque les observations sont réparties suivant les trois principaux secteurs d'activité (primaire, secondaire et tertiaire). La figure 1 montre que la **relation négative entre la taille et le rendement semble avoir disparu**, puisque l'on n'observe pratiquement plus aucune relation négative significative après 1979, sauf en 1983 et en 1984 dans le secteur secondaire. Cette figure montre une tendance très nette des coefficients qui, au fil des ans, semblent tendre vers 0. On observe également que l'effet de taille peut être, pour une même année, positif dans un secteur et négatif dans l'autre. De façon générale, l'effet de taille a été important dans le secteur primaire de 1963 à 1979. Il a été épisodique dans les secteurs secondaire et tertiaire au cours de la même période. Depuis 1979, il n'a jamais été observé pour l'ensemble des trois secteurs.

La figure 2 illustre le comportement aléatoire du coefficient du ratio BE/ME et les variations importantes qui se manifestent d'un secteur d'activité à l'autre. La situation est à peu près similaire pour ce qui est du ratio bénéfice/cours, dont l'évolution du coefficient est représentée à la figure 3. Dans ce dernier cas, on observe peu de coefficients significatifs après 1980. De façon générale, l'analyse des relations par secteur d'activité réduit la proportion de coefficients statistiquement significatifs. Quels que soient le secteur et l'anomalie, on n'observe de relation statistiquement significative que 5 à 9 fois sur 28 années, ce qui représente une proportion qui va de 18 % à 32 %. L'effet bénéfice/cours n'apparaît que dans le secteur secondaire, alors que la variable binaire qui indique les bénéfices négatifs n'est significative que dans le secteur tertiaire. Les relations entre les anomalies de marché et les rendements ne peuvent donc être considérées comme valables pour l'ensemble des entreprises.

Les relations qui prévalent dans les différents secteurs sont donc fortement instables, mais les variations semblent se faire de façon relativement indépendante entre les secteurs, ce qui rend encore plus complexe l'utilisation de ces anomalies de marché aux fins de sélection des titres.

Figure 1

Évolution de la relation entre le rendement annuel et la capitalisation des entreprises au Canada (effet de taille), par secteur d'activité, de 1963 à 1990. Chaque point représente la pente de la régression de la taille, mesurée par l'avoir des actionnaires en début d'année sur le rendement annuel, calculé entre les mois m+6 et m+18, où m est le mois de fin d'exercice financier. Les coefficients de l'effet de taille proviennent de l'équation 1. Les croix indiquent les coefficients statistiquement significatifs au seuil de 5 %.

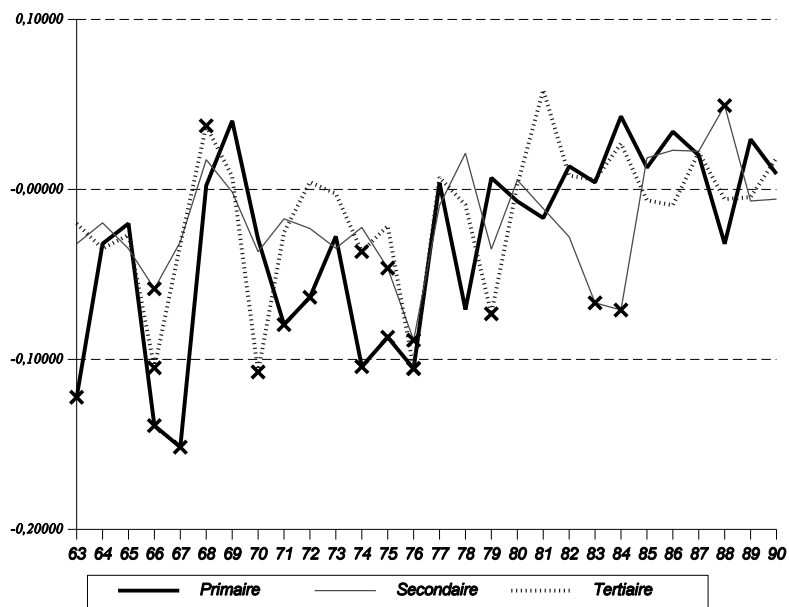


Figure 2

Évolution de la relation entre le rendement et le ratio Valeur comptable - Valeur marchande des entreprises, par secteur d'activité, au Canada, de 1963 à 1990. Chaque point représente la pente de la régression du ratio de la valeur comptable à la valeur marchande des actions en début d'année, sur le rendement annuel, calculé entre les mois $m+6$ et $m+18$, où m est le mois de fin d'exercice financier. Les coefficients du ratio BE/ME proviennent de l'équation 1. Les croix indiquent les coefficients statistiquement significatifs au seuil de 5 %.

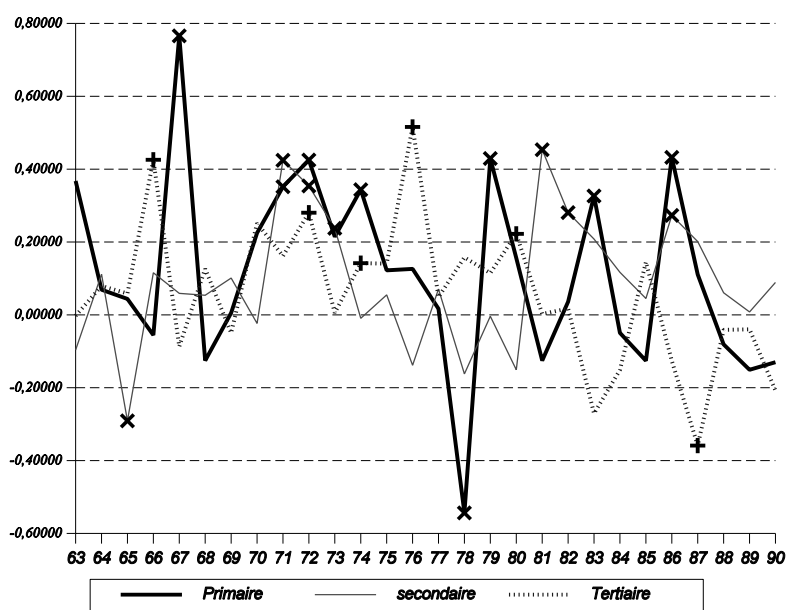
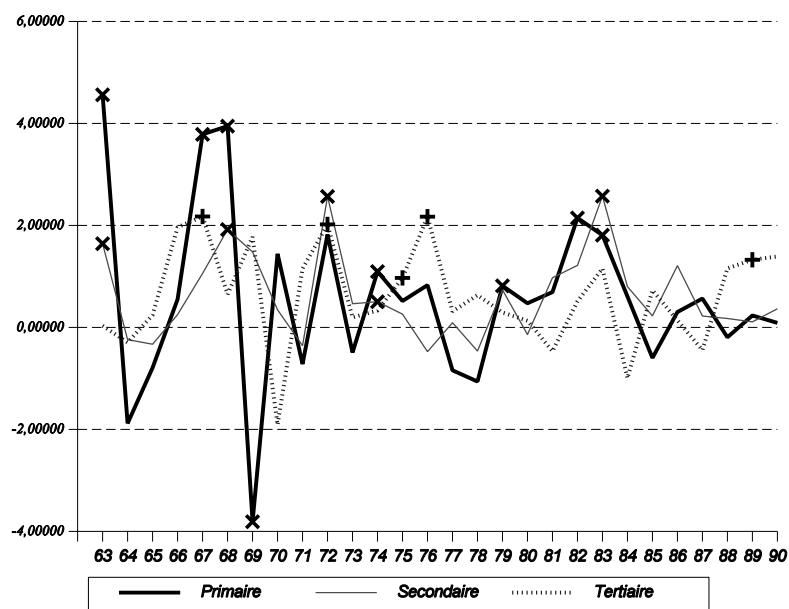


Figure 3

Evolution de la relation entre le rendement et le ratio bénéfice - cours des entreprises, par secteur d'activité, au Canada, de 1963 à 1990. Chaque point représente la pente de la régression du ratio du bénéfice au cours de fermeture en fin d'année, sur le rendement annuel, calculé entre les mois m+6 et m+18, où m est le mois de fin d'exercice financier. La variable binaire prend la valeur 1 si l'entreprise présente des profits négatifs et 0 autrement. Les croix indiquent les coefficients statistiquement significatifs au seuil de 5 %.



CONCLUSION

Sur la base de cette étude, il semble difficile de transposer intégralement, au Canada, les résultats obtenus par d'autres chercheurs aux États-Unis. De plus, les études canadiennes antérieures souffrent d'un biais statistique non négligeable en omettant de traiter toutes les anomalies simultanément. La corrélation entre ces anomalies est suffisamment importante pour qu'il soit impératif d'estimer simultanément toutes les anomalies afin de mesurer correctement leur impact véritable sur le rendement de l'action. Il semble également impossible d'utiliser les phénomènes connus sous le terme d'anomalies de marché comme l'effet de taille, celui du ratio de la valeur comptable à la valeur marchande des fonds propres et celui du ratio bénéfice/cours pour sélectionner des titres. L'effet de taille semble principalement lié aux entreprises du secteur primaire et il disparaît après 1979. Le ratio de la valeur aux livres à la valeur marchande des fonds propres et celui du bénéfice au cours sont liés de façon très aléatoire aux rendements. Les relations varient d'un secteur d'activité à l'autre et s'inversent fréquemment. Globalement, les anomalies expliquent moins de 2 % des différences entre les rendements des actions canadiennes. Le nombre élevé d'observations de notre échantillon (8347) fait en sorte que les anomalies sont statistiquement significatives malgré un coefficient de détermination aussi faible. Finalement, ces anomalies sont statistiquement significatives surtout grâce à la période précédant 1980. Depuis 1980, le signe des anomalies est plus instable et voisin de zéro. Ces résultats peuvent vraisemblablement expliquer le fait que ces anomalies subsistent statistiquement pour l'ensemble des 28 années de l'étude.

Les relations qui ont été révélées sont des effets moyens sur 28 ans, dont l'exploitation présente des avantages limités (en raison de leur faible pouvoir prédictif et des coûts de transaction) et des risques élevés (en raison de leur instabilité). Un gestionnaire désirent tirer profit des résultats de cette étude doit rencontrer au moins l'une des trois qualités suivantes. Premièrement, son horizon d'investissement doit être fort long pour envisager exploiter ces anomalies. Les coûts de transactions ainsi encourus seraient alors minimales. De plus, il doit espérer que le sens de la relation entre ces anomalies et le rendement des actions soit le même que par le passé. Deuxièmement, si son horizon est plus court, il doit démontrer une capacité à prédire le sens de l'impact de ces anomalies sur le rendement des actions année par année. Enfin, il peut également tirer profit de ces anomalies s'il démontre une capacité de sélection des titres supérieure. En effet, même dans une année où, par exemple, le ratio E^+/P a un impact négatif en moyenne sur les rendements, le gestionnaire peut tirer profit de cette anomalie en identifiant un sous-groupe de titres pour lesquels la relation est positive. Selon nos résultats, les deux dernières habiletés relèvent plus de l'utopie que du réalisme. En effet, il semble très difficile de prédire si, l'année suivante,

l'anomalie aura un impact positif ou négatif sur les rendements et il est également difficile de sélectionner les actions qui vont réagir positivement aux anomalies. En résumé, malgré l'importance que leur accordent tant la recherche que la pratique, les anomalies de marché semblent sans intérêt réel pour les analystes financiers.

La compréhension des facteurs qui conditionnent les relations entre les anomalies et les rendements, les causes de l'instabilité des relations et le rôle des conditions générales de marché ou de l'économie en ce domaine sont autant de sujets de recherche qui devront être abordés avant que l'étude des anomalies de marché puisse avoir des retombées réelles sur les stratégies d'analyse et de sélection des actions.

Références

- Basu, S., "Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis", *Journal of Finance* 32, 1977, 663-682.
- Bartholdy, J., "Testing for a Price-Earnings Effect on the Toronto Stock Exchange", *Canadian Journal of Administrative Sciences* 10, 1, 1993, 60-67.
- Bourgeois, J. et J. Lussier, "P/Es and Performance in the Canadian Market", *Canadian Investment Review*, Spring 1994, 33-39.
- Calvet, A.L. et J. Lefoll, "Risk and Return on Canadian Capital Markets", *Canadian Journal of Administrative Sciences*, Mars 1988, 1-12.
- Calvet, A.L. et J. Lefoll, "Risk and Return on Canadian Markets: Seasonality and Size Effect", *Finance* 10, 1989, 21-39.
- Dimson, E. (ed.), *Stock Market Anomalies*, Cambridge, Cambridge University Press, 1988.
- Fairfield, P.M. et T.S. Harris, "Price-Earnings and Price to Book Anomalies: Tests of an Intrinsic Value Explanation", *Contemporary Accounting Research* 9, 2, printemps 1993, 591-611.
- Fama, E.F., "Efficient Capital Markets II", *Journal of Financial*, 1991, December, 46, 1575-1617.
- Fama, E.F. et K.R. French, "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *Journal of Finance* 46, 2, Juin 1992, 427-465.
- Guay R., J.F. L'Her et J.M. Suret, "Anomalies de marché et prévision de rendements boursiers : une analyse canadienne", *Document de travail, GreFi*, École des HEC, 1994.
- Huang, C.F. et R.H. Litzenberger, *Foundation for Financial Economics*, North-Holland, 1988.
- Jaffe, J., D. Keim et R. Westerfield, "Earnings Yields, Market Values and Stocks Returns", *The Journal of Finance* 44, 1989, 135-148.
- Robinson, M.J., *Univariate Canadian CAPM Tests*, dans Robinson, M.J. et B.F. Smith, *Canadian Capital Markets*, London, The University of Western Ontario, 1993, 101-120.