RÉPONSE DE GAZ MÉTRO À UNE DEMANDE DE RENSEIGNEMENTS

Origine : Demande de renseignements n° 1 en date du 7 juin 2007

Demandeur : Association des consommateurs industriels de gaz

Référence : With respect to Dr. Chrétien comments on the Fama French model on page 35

Questions :

17.1 a) Please provide copies of the two Fama French tests on Canadian securities referenced there.

b) Please explain in detail why size and market to book might be seen as hedges against changes in the opportunity set as discussed by Merton (1973) on page 35.

c) Please confirm that the use of the CAPM in regulatory hearings over the last twenty years has used changes in the market risk premium and beta estimates in the manner discussed by Jaganathan and Wang as a conditional CAPM (CCAPM). If not please explain why not and reference any Canadian regulatory decisions that have used the same estimate of the market risk premium over the last twenty years.

Réponses :

17.1a) Voir le fichier 'DrBooth 17a1.pdf' pour l'article de Elfakhani, Lockwood et Zaher (1998) et le fichier 'DrBooth 17a2.pdf' pour l'article de L'Her, Masmoudi et Suret (2002).

17.1.b) Voir la réponse à la demande 16.1.a).

17.1.c) Je n'ai pas entrepris d'études exhaustives de toutes les décisions des organismes réglementaires. Une telle tâche se situe en dehors des limites de mon témoignage. Cependant, à mon avis, même si la formule de la Régie pour Gaz Métro permet des révisions du bêta et de la prime de marché, elle n'est pas dans l'esprit du modèle proposé par Jagannathan et Wang.

Jagannathan et Wang démontrent en fait que le bêta et la prime de risque du marché ne sont pas suffisants pour expliquer la prime de risque moyenne des actifs boursiers. Il faut également ajouter un élément qui tient compte de la co-variation entre le bêta et la prime de marché. Selon eux, cet élément est positif en moyenne et augmente donc la prime de risque moyenne que le CAPM statique prescrit. Bref, le bêta du CAPM n'est

pas suffisant et il faut au moins un deuxième bêta pour bien estimer la prime de risque moyenne.

De plus, Jagannathan et Wang démontrent que pour le succès du CAPM conditionnel, du moins à un niveau comparable au modèle de Fama-French, il faut utiliser un portefeuille de marché qui inclut le capital humain en plus du marché boursier. Selon leurs résultats, la partie du marché due au capital humain, qui ne semble pas être considérée par les formules d'établissement, serait même plus importante que la partie due au marché boursier pour expliquer les rendements boursiers.

The Journal of Financial Research • Vol. XXI, No. 3 • Pages 277–291 • Fall 1998

SMALL FIRM AND VALUE EFFECTS IN THE CANADIAN STOCK MARKET

Said Elfakhani
University of Saskatchewan

Larry J. Lockwood
Texas Christian University

Tarek S. Zaher
Indiana State University

Abstract

We examine the relation among average returns, market beta, firm size, and book-to-market value for Canadian stocks during 1975–92. We document a negative relation between average return and the market capitalization of firms, but find no relation between average return and market beta. While the small firm effect is significant during a period of reduced capital gains tax, it is noticeably lower than during the period leading up to the change. We find that average returns are positively related to book-to-market value especially during the period of lower capital gains tax.

I. Introduction

A small firm effect in which average stock returns are negatively related to the market capitalization of firms has attracted considerable attention among financial economists. For example, a small firm effect is documented for the New York Stock Exchange (NYSE) and American Stock Exchange (AMEX) by Banz (1981) and Reinganum (1981) and for the over-the-counter (OTC) market by Lamoureux and Sanger (1989). Seasonalities in the small firm effect are also documented. In particular, Keim (1983) provides evidence that the small firm effect is concentrated in January. His findings suggest the January effect found for the broad market index (e.g., Rozeff and Kinney (1976)) may be driven by small firms. More recently, Fama and French (1992) examine a market beta effect or the capital

An earlier version of this paper was presented at the 1995 annual meeting of the Financial Management Association. Daniel Pace is acknowledged for his help.

Copyright © 2001. All Rights Reseved.

asset pricing model (CAPM) prediction that average stock returns are positively related to market betas. They find no market beta effect, especially after accounting for firm size effects.[1]

Firm size effects in foreign markets are also identified. For example, Brown, Keim, Kleidon, and Marsh (1983) find a negative relation between average returns and the market capitalizations of firms for the Australian market during January. The Australian market has a tax year that ends in June instead of in December. Thus, their findings suggest the January size effect is not completely explained by tax-loss selling. Similarly, Berges, McConnell, and Schlarbaum (1984) find a small firm effect in the Canadian stock market. They find that the small firm effect persists in January even when there was no capital gains tax in Canada, also rejecting the tax-loss selling hypothesis. Kato and Schallheim (1985) find a January firm size effect in the Tokyo Stock Exchange. More recently, Herrera and Lockwood (1994) find both a small firm effect and a market beta effect for Mexican firms. These findings indicate the small firm effect persisted over extended periods across markets that differed in cultural, regulatory, institutional, and tax environments.

In this study we test whether factors other than size are important in pricing Canadian stocks. In particular, we examine the effects of market beta, firm size, and book-to-market value on average stock returns in the Canadian stock market using methodology similar to that of Fama and French (1992). With increased integration of international markets and with the passage of the Free Trade Agreement (FTA) and the North American Free Trade Agreement (NAFTA), the importance of understanding asset pricing dynamics of Canadian markets has increased. To our knowledge, our study is the first to investigate market beta, firm size, and book-to-market effects in Canada.[2]

We initially test the prediction of the CAPM that average stock returns are positively related to market betas. We then test for the existence of a firm size effect in which average stock returns are negatively related to firm market

[1]Various hypotheses are tested to explain the size effect in U.S. markets. For example, Reinganum (1983) examines a tax-loss selling hypothesis, Stoll and Whaley (1983) and Schultz (1983) propose a transaction cost explanation, Cook and Rozeff (1984) and Booth and Smith (1987) examine skewness of preference, Bhardwaj and Brooks (1992) examine the effect of share price level, and Barry and Brown (1984) test information effects. None of these attempts, however, provides a complete explanation of the firm size effect.

[2]Our tests differ significantly from those of Berges, McConnell, and Schlarbaum (1984) who provide insight into seasonality in the Canadian stock market over 1950–80. Our tests span periods (1975–92) of different capital gains tax laws in Canada. Moreover, while Berges, McConnell, and Schlarbaum examine raw returns, we examine the size effect after controlling for possible market beta and book-to-market effects. Therefore, our results distinguish size effects in Canada from market beta and book-to-market effects. Other related studies that examine Canadian stock markets include Athanassakos (1992) and Elfakhani (1993). The focus and methodology of these studies are different from ours.

Copyright © 2001 All Rights Reserved

capitalization. To examine the effects on average return of market betas that are unrelated to firm size, we also perform cross-sectional tests fashioned after Fama and French (1992) on portfolios delineated by firm size and beta. These tests indicate whether firm size and market beta have independent effects on average returns for Canadian stocks, even after separating the effects of market beta and firm size using the Fama-French methodology. These tests are performed for 1975–92.

We supplement our cross-sectional tests by examining the relation between average stock returns and book-to-market values. These tests are intended to identify the existence of value or growth effects in the Canadian stock market. A high book-to-market ratio indicates a value stock, while a low book-to-market ratio indicates a growth stock. A positive relation between average returns and book-to-market ratio indicates a value effect, in which value stocks produce higher returns, on average, than growth stocks. We fashion our tests after Fama and French (1992), who find a value effect among U.S. stocks.

We also test for changes in the effects of market beta, firm size, and book-to-market value on average stock returns before and after capital gains tax rates were reduced in Canada starting in 1985.[3] We perform these tests to examine the persistence of priced factors over different tax regimes. We also examine results by month to isolate possible January effects over the entire sample period, both before and after the tax law change.

We find a significantly negative relation between average stock returns and firm market capitalization, but no relation between average stock returns and market betas in the Canadian stock market. These findings are consistent with those of Fama and French (1992) in their study of U.S. stock markets, but are different from those of Herrera and Lockwood (1994) who find both small firm and market beta effects in the Mexican stock market. We also find a significantly positive relation between average stock returns and book-to-market ratios (i.e., a value effect) among Canadian stocks after 1984. The post-1984 value effect persists throughout January and non-January months.

Our tests on subperiods indicate that the small firm effect exists both before and after the tax law change in 1985, but that no market beta effects exist in either subperiod. We also find that the small firm effect is significant in both January and non-January months during both subperiods. The January firm size premium,

---

[3]Specifically, in 1985, the first $10,000 Cda (Canadian dollar) of capital gains earned by individuals was exempt from tax. This exemption was gradually increased to $150,000 in 1989, and it was completely phased out in 1993. This limit is calculated net of any capital losses. Beyond the $150,000 exemption, 75 percent (66.5 percent before 1985) of the capital gains are taxed at the applicable marginal tax rate. The limit is increased to $500,000 for capital gains generated from investments in farm property and small businesses. During 1972–84, the treatment of capital gains in Canada was similar to that in the United States.

Copyright © 2001. All Rights Reseved.

however, is larger than the non-January firm size premium. We find that the size premium falls during the latter subperiod, which is consistent with tax-loss selling.

II. The Canadian Stock Market

Five active stock markets exist in Canada: Alberta, Montreal, Toronto, Vancouver, and Winnipeg. The Montreal Stock Exchange (MSE) hosted the first organized trading in 1832. The position of the MSE in terms of trading volume has gradually declined since then. The Toronto Stock Exchange (TSE) is now by far the largest stock exchange in Canada. The volume trading on the TSE represents about 50 percent (75 percent) of the total trading volume on all five exchanges. However, compared with the world's major stock exchanges, proportionally more small firms list on Canadian exchanges, and, consequently, many firms are thinly traded. For example, even after deleting firms with market value below $2 million Cda, about 50 percent of the remaining firms have market value below $100 million Cda. Thus, tests of market beta effects in Canadian stocks require adjustments for bias due to thin trading.

III. Data and Methodology

In this study we use data on nearly 2,000 stocks, excluding financial institutions, that trade on the TSE and the MSE that are available on the TSE/Western financial tape (the Monthly Rates of Return Product File) maintained by The University of Western Ontario. We exclude financial institutions so that our results are not affected by unique regulatory characteristics (see also Fama and French (1992)).

Firm size is computed as the product of the stock price times number of common shares outstanding. We compute a firm's market value at the end of June to classify firms into size portfolios for each of the following twelve months. June is selected to avoid any end-of-year seasonalities in market-value calculation. The value-weighted market index maintained on the TSE/Western financial tape is used to proxy the Canadian market portfolio.[4] We compute thirty-day risk-free rates from ninety-day Canadian Treasury bill rates also available on the TSE/Western financial tape.

[4]We replicated all tests using both the equally weighted index of all firms and the value-weighted TSE 300 index (both maintained on the TSE/Western financial tapes). The betas estimated using the equally weighted index are higher than those estimated using the value-weighted index. However, the main results are virtually identical to those reported in the tables for the value-weighted index.

Copyright © 2001 All Rights Reserved

To be included in the sample, firms must trade on the TSE or on the MSE sometime during June 1975 through December 1992. Firms need not trade throughout the 17.5-year period, thus reducing problems associated with survivorship bias (Brown, Goetzmann, Ibbotson, and Ross (1992)). To be included in a portfolio during any month t, a firm must trade in month t and must have traded in at least twenty-four of the sixty months leading up to the most recent June. The latter filter is required to estimate the historical market beta of the stock. Every month, firms enter or leave the sample through mergers, bankruptcies, delistings, and new listings. The final sample includes 694 firms.

For tests using book-to-market values, we use the *Financial Post Annual Tape* to calculate year-end book values. The tape includes annual data for approximately 600 firms up through 1989. Thus, to test book-to-market effects, we use a sample that is smaller than the sample we use to test for market beta and firm size effects.

We form portfolios as follows. First, for tests of size and market beta effects, in June of year T, we sort all 694 Canadian firms by market value in ascending order and compute firm size quintiles. We then allocate firms to one of five portfolios on the basis of firm size. Thus, we place firms in the smallest 20 percent of the sample in size portfolio 1 (MV1) and firms in the largest 20 percent of the sample in size portfolio 5 (MV5).

Second, within each size portfolio, we classify firms into one of five subportfolios on the basis of pre-ranking betas. The estimated betas are the Dimson betas calculated as the sum of the slopes in the regression of the security returns on the current and one-month lagged market returns. We use the Dimson betas to adjust for bias due to nonsynchronous trading. To derive the Dimson beta for firm i, ordinary least squares (OLS) is performed on the following regression:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{i1}R_{m,t} + \beta_{i2}R_{m,t-1} + \epsilon_{it}, \tag{1}$$

where R_{it} is the return for firm i in month t, $R_{m,t}$ is the return on the market index for month t, and $R_{m,t-1}$ is the return on the market index for month $t-1$. The Dimson beta for firm i is then calculated as:

$$\hat{\beta}_i = \hat{\beta}_{i1} + \hat{\beta}_{i2}. \tag{2}$$

Thus, we classify firms in the smallest size portfolio with the smallest betas in size-beta portfolio MV1-β1 and firms in the smallest size portfolio with the largest betas in size-beta portfolio MV1-β5. We use analogous classifications for the remaining stocks for a total of twenty-five size-beta portfolios. We estimate pre-ranking betas using monthly returns from up to sixty months leading up to July of year T. These betas are used in cross-sectional tests performed on the twelve months starting July

Copyright © 2001. All Rights Reseved.

in year T.[5] Therefore, data starting as early as July 1970 are used to compute betas for the cross-sectional tests starting July 1975. We delete firms that do not trade in at least twenty-four of the sixty months preceding the cross-sectional tests.

Third, for each of the twelve months from July in year T to June in year $T+1$, we compute equally weighted returns of all firms within portfolio p ($p = 1, 2, \ldots, 25$). This three-step process is repeated starting each July. Therefore, we compute monthly returns for the twenty-five portfolios for every month starting with July 1975. Each year, the portfolio compositions may change because firm sizes and betas may change.

We perform cross-sectional pricing tests to examine risk premia. First, we estimate betas for the twenty-five portfolios over July 1975–December 1992. Second, we perform the following cross-sectional regressions:

$$R_{p,t} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\hat{\beta}_p + \gamma_{2t}\,\mathrm{Ln}(\mathrm{MV}_{p,T}) + u_{p,t};\ p = 1, 2, \ldots, 25 \tag{3}$$

where $R_{p,t}$ is the return from size-beta portfolio p in month t, $\hat{\beta}_p$ is the post-ranking equity beta for size-beta portfolio p; $\mathrm{Ln}(\mathrm{MV}_{p,T})$ is the natural logarithm of the average market value of the size-beta portfolio p as of the most recent June; γ_{1t} is the risk premium for beta, γ_{2t} is the risk premium for firm size in month t, γ_{0t} is a constant, and $u_{p,t}$ is the random error term in month t.

To examine book-to-market effects, we create twenty-five portfolios delineated on size and book-to-market values analogous to the twenty-five size-beta portfolios. The following regressions are then estimated:

$$R_{p,t} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\,\mathrm{Ln}(\mathrm{BE/ME}_{p,T}) + \gamma_{2t}\,\mathrm{Ln}(\mathrm{MV}_{p,T}) + e_{p,t};\ p = 1, 2, \ldots, 25 \tag{4}$$

where $\mathrm{Ln}(\mathrm{BE/ME}_{p,T})$ is the natural logarithm of the average book equity to average market equity ratio for portfolio p as of the most recent June; γ_{1t} and γ_{2t} are the risk premia for beta and firm size, respectively, in month t; γ_{0t} is a constant; and $e_{p,t}$ is the random error term in month t. We repeat the cross-sectional regressions each month starting with July 1975.

Third, we average the monthly slopes over the monthly cross-sectional regressions and test for statistical significance. The t-statistics for the time-series averages of the gammas and lambdas are computed for determining statistical significance. Specifically, the t-statistic on the average λ_{1t} (λ_{2t}) estimate is used to test for market beta (size) effects, while controlling for size (market beta) effects. The t-statistic on the average γ_{1t} (γ_{2t}) estimate is used to test for book-to-market (size) effects, while controlling for size (book-to-market) effects.

[5]The final set of cross-sectional tests spans just six months from July through December of the final year in the sample period.

Copyright © 2001 All Rights Reserved

IV. Empirical Results

Descriptive Statistics

In Table 1 we provide descriptive statistics for the sample of Canadian firms computed over July 1975–December 1992 for each of the twenty-five size-beta portfolios. We report the number of observations (sum of the number of firms over the 210 months) in Panel A, the average monthly returns (in percent) in Panel B, the average size in millions $Cda in Panel C, and the beta estimates for the twenty-five size-beta portfolios in Panel D.

From Panel B, average returns increase as firm size decreases in nearly all beta subgroups. These findings suggest a size effect in Canadian stocks. However, average returns appear to be independent of betas within each size portfolio. These findings indicate there may be no market beta effect in Canadian stocks. These preliminary findings are consistent with those found for U.S. stocks by Fama and French (1992).

As illustrated in Panels C and D, our classification of firms into the twenty-five size-beta portfolios provides fairly good separation of firm size and beta. For example, from Panel C, size is reasonably stable (except for portfolio MV5) across the beta subgroups within each size portfolio. From Panel D, beta is reasonably stable across size portfolios within beta subgroups.

Results from Raw Returns

In Table 2 we present average returns for each firm size portfolio for January and non-January months. We report results for July 1975–December 1984 in Panel A and results for January 1985–December 1992 in Panel B. The subperiods correspond to the decrease in the Canadian capital gains tax effective January 1985.

The data in Table 2 suggest a firm size effect in both subperiods. For example, average returns generally decrease as firm size increases for both January and non-January months during both 1975–84 and 1985–92. Results also indicate mean returns are higher in January than in non-January. This finding is consistent with the turn-of-the-year effect documented during 1951–80 for Canadian stocks by Berges, McConnell, and Schlarbaum (1984). Our results show the turn-of-the-year effect holds for all five size portfolios during 1975–92.

The firm size premium, measured by the difference between small and large firm returns (MV1 minus MV5), is positive in both January and non-January months, but is stronger in January than in non-January. Specifically, during 1975–84, the firm size premium equals 2.08 percent in January (4.17 percent minus 2.09 percent) compared with 0.98 percent (2.28 percent minus 1.30 percent) in non-January. During 1985–92, the firm size premium equals 1.22 percent in January compared with 0.63 percent in non-January.

Copyright © 2001. All Rights Reseved.

TABLE 1. Descriptive Statistics for Size-Beta Portfolios for Canadian Firms, July 1975–December 1992.

	Low β1	β2	β3	β4	High β5
Panel A. Number of Observations					
Small MV1	2445	2355	2367	2361	2269
MV2	2433	2342	2347	2342	2254
MV3	2426	2343	2335	2343	2256
MV4	2433	2350	2346	2344	2255
Large MV5	2405	2328	2312	2328	2238
Panel B. Time-Series Average Monthly Percent Return					
Small MV1	2.07	1.90	2.00	2.03	2.00
MV2	1.42	1.56	1.69	1.41	1.73
MV3	1.27	1.15	1.34	0.51	1.15
MV4	1.45	0.93	0.97	1.17	0.91
Large MV5	1.13	1.17	0.95	0.82	1.04
Panel C. Time-Series Average Size (in Millions $ Cda)					
Small MV1	16.0	17.1	17.4	18.2	19.1
MV2	50.3	50.6	51.2	49.5	50.1
MV3	113.6	112.6	112.2	116.1	115.2
MV4	293.5	256.4	298.6	302.8	305.1
Large MV5	5416.4	2580.2	3900.6	1919.2	1696.2
Panel D. Time-Series Post-Ranking Beta					
Small MV1	0.43	0.58	0.48	0.57	0.83
MV2	0.55	0.63	0.59	0.80	0.93
MV3	0.44	0.55	0.67	0.84	0.91
MV4	0.49	0.57	0.64	0.80	0.82
Large MV5	0.36	0.48	0.64	0.68	0.82

Notes: Descriptive statistics are presented for twenty-five portfolios of Canadian firms formed on the basis of firm size and pre-ranking beta. In June of each year, the sample is ranked on firm size and segmented into five firm size portfolios. Each firm size quintile is then subdivided into five beta portfolios based on the pre-ranking betas of individual stocks estimated over the previous twenty-four to sixty months. The number of observations in each of the twenty-five size-beta portfolios is reported in Panel A. Average monthly returns (in percent) are presented in Panel B. Time-series averages of the annual firm size (in millions of Canadian dollars) are presented in Panel C. The portfolio betas, estimated using the TSE value-weighted market index, are presented in Panel D. The portfolio-formation period spans June 1975 through December 1992.

Results also indicate the January firm size premium falls during the period of reduced capital gains tax (from 2.08 percent during 1975–84 to 1.22 percent during 1985–92). We find, however, that the non-January size premium also falls

Copyright © 2001. All Rights Reserved.

TABLE 2. Average Monthly Returns for Size-Beta Portfolios for Canadian Firms for July 1975–December 1984 and January 1985–December 1992.

	January	February to December
Panel A. Time-Series Average Monthly Percent Returns for 1975–84		
Small MV1	4.17	2.28
MV2	3.86	1.82
MV3	2.48	1.40
MV4	2.55	1.41
Large MV5	2.09	1.30
Panel B. Time-Series Average Monthly Percent Returns for 1985–92		
Small MV1	4.24	0.90
MV2	2.17	0.71
MV3	2.96	0.32
MV4	2.42	0.19
Large MV5	3.02	0.27

Notes: Average monthly returns (in percent) are presented for twenty-five portfolios formed on the basis of firm size and pre-ranking Dimson beta. In June of each year, the sample is ranked on firm size and segmented into five firm size portfolios. Each firm size quintile is then subdivided into five beta portfolios based on the pre-ranking betas of individual stocks estimated over the previous twenty-four to sixty months. Average monthly returns of January versus non-January months for July 1975–December 1984 are reported in Panel A. Results for January 1985–December 1992 are reported in Panel B.

(from 0.98 percent during the first subperiod to 0.63 percent in the second subperiod). Thus, the decrease in the firm size effect is not concentrated in January.

Results from Cross-sectional Tests

In Table 3 we present risk premia computed as the mean over the monthly cross-sectional regressions using equation (3). Results are presented for the entire 1975–92 period, the 1975–84 subperiod, the 1985–92 subperiod, Januaries during 1975–92, Januaries during 1975–84, Januaries during 1985–92, non-Januaries during 1975–92, non-Januaries during 1975–84, and non-Januaries during 1985–92.

Results indicate market beta is not priced for Canadian stocks in any of the sample partitions. None of the t-statistics is significant for the beta risk premia. In fact, the risk premia for beta are negative (although insignificant) for most of the partitions presented in Table 3. Fama and French (1992) also show that market beta is not priced in U.S. markets over various subperiods. However, they do not provide contrasts between January and non-January.

Firm size effects for Canadian stocks exist in each sample partition presented in Table 3. All of the t-statistics for the size-risk premia are significant. Findings indicate the firm size effect is noticeably stronger in January than in

Copyright © 2001. All Rights Reseved.

TABLE 3. Results of Cross-sectional Regressions of Size-Beta Portfolio Returns on Beta and Size.

	Beta	Size
1975–92		
Slope	-0.0055	-0.0023
t-statistic	-0.85	-4.84**
1975–84		
Slope	-0.0084	-0.0033
t-statistic	-1.10	-5.23**
1985–92		
Slope	-0.0021	-0.0012
t-statistic	-0.31	-4.24**
January only (1975–92)		
Slope	-0.0004	-0.0031
t-statistic	-0.05	-7.89**
January only (1975–84)		
Slope	-0.0034	-0.0044
t-statistic	-0.37	-9.59**
January only (1985–92)		
Slope	0.0029	-0.0017
t-statistic	1.26	-4.64**
Feb. to Dec. (1975–92)		
Slope	-0.0059	-0.0022
t-statistic	-0.91	-4.58**
Feb. to Dec. (1975–84)		
Slope	-0.0088	-0.0032
t-statistic	-1.16	-4.90**
Feb. to Dec. (1985–92)		
Slope	-0.0024	-0.0011
t-statistic	-0.38	-4.18**

Notes: Results are presented from cross-sectional regressions of returns on beta and firm size for the twenty-five size-beta portfolios using the following equation:

$$R_{p,t} = \lambda_{0,t} + \lambda_{1,t}\hat{\beta}_p + \lambda_{2,t}\,\mathrm{Ln}(\mathrm{MV}_{p,T}) + u_{p,t}$$

where $R_{p,t}$ is the return from size-beta portfolio p in month t; $\hat{\beta}_p$ is the post-ranking equity beta for size-beta portfolio p; $\mathrm{MV}_{p,T}$ is the average market value of the size-beta portfolio p as of the most recent June; $\lambda_{0,t}$, $\lambda_{1,t}$, and $\lambda_{2,t}$ are regression coefficients; and $u_{p,t}$ is the random error term. From the regressions, $\lambda_{1,t}$ and $\lambda_{2,t}$ are risk premia for beta and firm size, respectively, in month t. The cross-sectional regressions are repeated for each month in the sample period. The monthly lambda estimates are averaged over different partitions of the sample period. Results are presented for the entire sample period, 1975–84, 1985–92, January only, and non-January months. The averages of the lambdas estimated from the cross-sectional regressions and the respective t-statistics are reported for each sample partition. The first column presents the beta risk premia and respective t-statistics and the second column presents the size risk premia and respective t-statistics.

**Significant at the 5 percent level.

Copyright © 2001 All Rights Reseved

non-January. For example, over 1975–92, the monthly January size-risk premium is -0.31 percent compared with -0.22 percent for the non-January size-risk premium. Similar results hold for 1975–84 and 1985–92. Results also show the January size-risk premium falls from 1975–84 to 1985–92 (-0.44 percent versus -0.17 percent). This difference is statistically significant (difference of means *t*-statistic = -3.71). The non-January size-risk premium also decreases during the latter subperiod (-0.32 percent versus -0.11 percent, difference of means *t*-statistic = -2.44).

Our tests show firm size effects but no market beta effects for Canadian stocks. These findings are important, especially when placed next to the results of Fama and French (1992) for U.S. stocks (who find firm size effects, but no market beta effects) and Herrera and Lockwood (1994) for Mexican stocks (who find both firm size and market beta effects). Thus, using a methodology similar to these two earlier studies, our findings coincide with those reported for U.S. stocks but not with those reported for Mexican stocks.

Tests of Book-to-Market Effects

In Table 4 we present descriptive statistics for the sample of Canadian firms computed over July 1975–December 1989 for each of the twenty-five size-BE/ME portfolios. Panels A through C are analogous to those presented in Table 1. In Panel D, we report the mean book-to-market (BE/ME) ratio for each portfolio. From Panel B, average returns generally fall as firm size increases in nearly all BE/ME groups. This finding suggests a firm size effect exists after controlling for BE/ME effects. The BE/ME effects within each firm size portfolio, however, are less clear. For firm size portfolios MV1 through MV4, the average return for BE/ME5 (the highest BE/ME group) exceeds that of BE/ME1 (the lowest BE/ME group), which indicates value effects. The exact relation between average return and BE/ME, however, is difficult to discern. The cross-sectional regressions provide more formal tests.

In Table 5 we present the results of the cross-sectional regressions of portfolio returns on Ln(BE/ME) and Ln(MV). The BE/ME risk premia and corresponding *t*-statistics are presented in the first column. The size risk premia and corresponding *t*-statistics are reported in the second column.

BE/ME effects appear among the sampled firms after accounting for firm size effects. When aggregating over the entire sample period, the monthly BE/ME risk premium is 0.0494 percent (*t*-statistic = 1.66). A positive BE/ME risk premium indicates a value effect in which high BE/ME (value) portfolios outperformed low BE/ME (growth) portfolios after controlling for firm size effects. Significant value effects, however, appear to be confined to the post-1984 period. In fact, there is a growth effect for Januaries during 1975–84 (risk premium = -0.1255 percent, *t*-statistic = -4.82). Moreover, after controlling for BE/ME effects, the small firm

Copyright © 2001. All Rights Reseved.

TABLE 4. Descriptive Statistics for Size-BE/ME Portfolios for Canadian Firms July 1975–December 1989.

	Low BE/ME1	BE/ME2	BE/ME3	BE/ME4	High BE/ME5
Panel A. Number of Observations					
Small MV1	854	742	773	750	702
MV2	1083	1015	1015	1015	939
MV3	1339	1278	1267	1278	1194
MV4	1477	1391	1399	1390	1335
Large MV5	1544	1475	1477	1473	1413
Panel B. Time-Series Average Monthly Percent Return					
Small MV1	1.74	1.85	2.12	1.85	2.07
MV2	1.21	1.35	2.04	1.53	1.93
MV3	0.71	1.40	1.01	1.78	1.55
MV4	0.70	1.33	1.34	1.42	1.35
Large MV5	1.29	0.97	1.24	1.16	1.02
Panel C. Time-Series Average Size (in Millions $ Cda)					
Small MV1	17.0	17.3	18.11	18.3	16.3
MV2	49.4	48.4	48.3	47.1	46.6
MV3	103.4	101.1	106.0	111.9	110.9
MV4	271.4	270.5	288.9	271.2	265.5
Large MV5	7356.0	1525.8	1436.4	1200.9	859.8
Panel D. Time-Series Average Book-to-Market-Value Ratio					
Small MV1	0.0120	0.0672	0.1541	0.3042	0.8187
MV2	0.0136	0.0672	0.1423	0.2780	0.6839
MV3	0.0191	0.0721	0.1541	0.2698	0.6126
MV4	0.0180	0.0993	0.1999	0.3073	0.6313
Large MV5	0.0003	0.0311	0.1451	0.2346	0.5016

Notes: Descriptive statistics are presented for twenty-five portfolios formed on the basis of size and book-to-market ratio. In June of each year, the sample is ranked on size and segmented into five firm size portfolios. Each firm size quintile is then subdivided into five book-to-market ratio portfolios. The number of observations for each of the twenty-five size-beta portfolios is reported in Panel A. Average monthly returns (in percent) are presented in Panel B. Time-series averages of the annual firm size (in millions of Canadian dollars) and book-to-market ratios are presented in Panels C and D, respectively.

effect seems to be confined to 1975–84. In fact, the findings point to a large firm effect in Januaries during the latter period.[6]

[6]One reason for the difference in size premia results between Tables 3 and 5 may be the shorter sample used in Table 5 (1989 in Table 5 versus 1992 in Table 3). Unfortunately, the *Financial Post Annual Tape* was available only through 1989. Thus, smaller firms may not have fully recovered (relative to larger firms) from the October 1987 crash by the end of 1989. Table 5 includes only firms for which book-to-market ratios were available. Thus, we may have lost some of the smaller firms that were included in Table 3.

Copyright © 2001 All Rights Reserved

TABLE 5. Results of Cross-sectional Regressions of Portfolio Returns on Size and Book-to-Market Ratio.

	BE/ME	Size
1975–89		
Slope	0.00049	-0.00138
t-statistic	1.66*	-2.45**
1975–84		
Slope	0.00003	-0.00228
t-statistic	0.11	-3.98**
1985–89		
Slope	0.00138	0.00032
t-statistic	4.67**	0.65
January only (1975–89)		
Slope	-0.00040	-0.00148
t-statistic	-1.90*	-2.92**
January only (1975–84)		
Slope	-0.00126	-0.00498
t-statistic	-4.82**	-13.66**
January only (1985–89)		
Slope	0.00114	0.00482
t-statistic	7.15**	13.49**
Feb. to Dec. (1975–89)		
Slope	0.00057	-0.00137
t-statistic	2.86**	-2.41**
Feb. to Dec. (1975–84)		
Slope	0.00014	-0.00204
t-statistic	0.58	-3.63**
Feb. to Dec. (1985–89)		
Slope	0.00141	-0.00009
t-statistic	4.64**	-0.16

Notes: Results are presented from cross-sectional regressions of returns on book-to-market ratio (BE/ME) and firm size (MV) for twenty-five portfolios formed on the basis of firm size and book-to-market ratios. Only firms that had book-to-market ratios and were listed on the Financial Post Annual Tape during 1975–89 are included. The following cross-sectional regression is performed for each month in the sample period:

$$R_{p,t} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\,\mathrm{Ln}(\mathrm{BE/ME}_{p,T}) + \gamma_{2t}\,\mathrm{Ln}(\mathrm{MV}_{p,T}) + e_{p,t}$$

where γ_{0t}, γ_{1t}, and γ_{2t} are regression coefficients, and $e_{p,t}$ is the random error term. The monthly gamma estimates are averaged over different partitions of the test period. Results are presented for the entire sample period, 1975–84, 1985–89, January only, and non-January months. The averages of the gammas estimated from the cross-sectional regressions and the respective *t*-statistics are reported for each sample partition. The book-to-market risk premia and corresponding *t*-statistics are presented in the first column. The size risk premia and corresponding *t*-statistics are presented in the second column.

**Significant at the 5 percent level.
*Significant at the 10 percent level.

Copyright © 2001. All Rights Reseved.

V. Summary and Implications

We study relations among average stock returns, market beta, firm size, and book-to-market values in the Canadian stock market. Using methodology similar to that of Fama and French (1992), we examine portfolios delineated by both firm size and beta, or firm size and book-to-market value. Thus, our tests are better able to distinguish market beta, book-to-market, and firm size effects than those derived from portfolios formed on the basis of size alone. To our knowledge, our study is the first to investigate market beta, firm size, and book-to-market effects in Canada.

We find average returns were significantly related to firm size but were not significantly related to the market beta of the firm. These results hold over various partitions of the 1975–92 sample. The magnitude of the firm size premium fell noticeably during the period of lower capital gains tax (1985–92). Tests performed by month of the year indicate that the January firm size premium also fell during 1985–92. One possible explanation for the falling firm size effect is that investors may have been less motivated by tax-loss selling of small firms during the post-1984 period of reduced capital gains tax. Alternatively, investors may have employed trading strategies after 1984 to exploit the January firm size effect. We show that the non-January firm size premium also fell after 1984. Therefore, tax-loss selling is an inadequate explanation of the January firm size effect.

We also find strong book-to-market effects after 1984. Our tests on book-to-market ratios indicate a strong positive relation after 1984 between average returns and book-to-market equity ratios, even after accounting for a firm size effect. Thus, we find value effects, net of firm size effects, after 1984. We conjecture that investors, in anticipation of tax change, may have waited until the post-1984 period of reduced capital gains tax to sell their profitable growth stocks, driving down the prices and returns of growth stocks relative to value stocks during the post-1984 period. Alternatively, BE/ME effects simply may change over time because of changes in investment style or sector rotation by investors. Clearly, more formal analysis needs to be done to substantiate these propositions.

Our major findings are consistent with those of Fama and French (1992) in their study of U.S. markets, but are different from those of Herrera and Lockwood (1994) who find both firm size and market beta effects in the Mexican market. We hope our results will spark a discussion of why market beta and firm size effects differ across markets.

References

Athanassakos, G., 1992, Portfolio rebalancing and the January effect in Canada, *Financial Analysts Journal*, 67–78.

Banz, R. W., 1981, The relationship between return and market value of common stocks, *Journal of Financial Economics* 9, 3–18.

Copyright © 2001 All Rights Reserved

Barry, C. B. and S. J. Brown, 1984, Differential information and the small firm effect, *Journal of Financial Economics* 13, 283–94.

Berges, A., J. J. McConnell, and G. G. Schlarbaum, 1984, The turn of the year in Canada, *Journal of Finance* 39, 185–92.

Bhardwaj, R. K. and L. D. Brooks, 1992, The January anomaly: Effects of low share price, transaction costs, and bid-ask bias, *Journal of Finance* 47, 553–75.

Booth, J. R. and R. L. Smith, 1987, An examination of the small firm effect on the basis of skewness preference, *Journal of Financial Research* 10, 77–86.

Brown, P., D. B. Keim, A. W. Kleidon, and T. A. Marsh, 1983, Stock return seasonality and the tax-loss selling hypothesis, *Journal of Financial Economics* 12, 105–27.

Brown, S. J., W. Goetzmann, R. G. Ibbotson, and S. A. Ross, 1992, Survivorship bias in performance studies, *Review of Financial Studies* 5, 553–80.

Cook, T. J. and M. Rozeff, 1984, Size and earnings price ratio anomalies: One effect or two?, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 19, 449–65.

Elfakhani, S., 1993, Portfolio performance and the interaction between systematic risk, firm size and price-earnings ratio: The Canadian evidence, *Review of Financial Economics* 3, 51–69.

Fama, E. F. and K. R. French, 1992, The cross-section of expected stock returns, *Journal of Finance* 47, 427–66.

Herrera, M. and L. J. Lockwood, 1994, The size effect in the Mexican stock market, *Journal of Banking and Finance* 18, 621–32.

Kato, K. and J. S. Schallheim, 1985, Seasonal and size anomalies in the Japanese stock market, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 20, 243–60.

Keim, D. B., 1983, Size-related anomalies and stock return seasonality, *Journal of Financial Economics* 12, 105–27.

Lamoureux, C. G. and G. C. Sanger, 1989, Firm size and turn-of-the-year effects in the OTC/NASDAQ market, *Journal of Finance* 44, 1219–45.

Reinganum, M. R., 1981, Misspecification of capital asset pricing, empirical anomalies bases on earnings yields and market values, *Journal of Financial Economics* 9, 19–46.

———, 1983, The anomalous stock market behavior of small firms in January: Empirical tests for the year-end tax effect, *Journal of Financial Economics* 12, 89–104.

Rozeff, M. S. and W. R. Kinney, 1976, Capital market seasonality: The case of stock returns, *Journal of Financial Economics* 3, 379–402.

Schultz, P., 1983, Transaction costs and the small firm effect, *Journal of Financial Economics* 12, 81–88.

Stoll, H. R. and R. E. Whaley, 1983, Transaction costs and the small firm effect, *Journal of Financial Economics* 12, 57–79.

Copyright © 2001. All Rights Reseved.

Effets taille

et *book-to-market* au Canada

Jean-François L'Her
Tarek Masmoudi
Jean-Marc Suret

Les milieux professionnel et académique en finance ont identifié, au cours des trente dernières années, plusieurs variables susceptibles de permettre à des investisseurs de construire des stratégies de placement rentables : la taille des entreprises, le ratio valeur comptable sur valeur marchande des fonds propres (ratio *book-to-market*), le ratio cours/bénéfice, le ratio cours/flux monétaire, le rendement passé à long terme (stratégies contraires), le rendement passé à court terme (stratégies de force relative ou de momentum), etc. Ces variables sont généralement considérées comme autant d'«anomalies de marché», dans la mesure où, selon le modèle normatif le plus populaire en finance, le CAPM, seul le risque de marché devrait être rétribué.

Parmi ces anomalies de marché, deux d'entre elles retiennent davantage l'attention : la taille et le ratio *book-to-market* (BM ci- après). Selon Fama et French (1992), les primes de risque associées à ces deux variables, facilement mesurables, sont significativement négative et positive, alors que la prime de risque systématique est nulle. En d'autres termes, lorsque des portefeuilles sont construits sur la base de la taille des entreprises (mesurée par la capitalisation boursière), le rendement des entreprises de petite taille est en moyenne significativement plus important que celui des entreprises de grande taille. A l'inverse, lorsque des portefeuilles sont construits sur la base du ratio BM, le rendement des titres dits de valeur (ratio BM élevé) est en moyenne significativement supérieur à celui des titres dits de croissance (ratio BM faible). Enfin, on n'observe aucune différence de rendement significative entre les portefeuilles formés sur la base du risque de marché, ce qui contredit le CAPM.

Forts de ces résultats, Fama et French (1996) construisent un modèle dans lequel s'ajoutent au rendement de marché excédentaire (CAPM) deux facteurs de risque supplémentaires liés à la taille des entreprises et au ratio BM. Ce modèle a pour nom le *three factor pricing model* (TFPM). Comparant la capacité du CAPM et du TFPM à expliquer les différences de rendement entre des portefeuilles construits sur un ensemble de variables, ils concluent que la plupart des anomalies de marché disparaissent une fois que l'on tient compte

Jean-François L'Her, Ph. D., est directeur de la recherche à la Caisse de dépôt et placement du Québec, Tarek Masmoudi est doctorant en Finance à l'École des hautes études commerciales et Jean-Marc Suret, Ph. D., Fellow CIRANO, est directeur à l'École de comptabilité à l'Université Laval.

TABLEAU 1

STATISTIQUES DESCRIPTIVES SUR LES RENDEMENTS PONDÉRÉS MENSUELS EXCÉDENTAIRES DE 10 PORTEFEUILLES (DÉCILES) FORMÉS SUR LA BASE DE LA CAPITALISATION BOURSIÈRE ET DU RATIO *BOOK-TO-MARKET*

À la fin de juin de chaque année, les entreprises sont triées en 10 groupes selon leur capitalisation boursière (Volet A) ou leur ratio *book-to-market* (Volet B). Les rendements pondérés mensuels excédentaires sont calculés pour chaque portefeuille de juillet de l'année *t* à juin de l'année *t*+1. Une série de 490 observations est obtenue pour chaque décile. Les tests sont calculés comme suit : rendement moyen mensuel * nombre d'observations^0.5/écart type.

VOLET A	CAPITALISATION BOURSIÈRE									
	ME-petit	ME-2	ME-3	ME-4	ME-5	ME-6	ME-7	ME-8	ME-9	ME-grand
Moyenne	1,82 %	1,28 %	0,88 %	0,85 %	0,55 %	0,45 %	0,44 %	0,30 %	0,39 %	0,36 %
Écart type	8,32 %	6,76 %	6,26 %	5,79 %	5,66 %	5,33 %	5,11 %	5,02 %	4,87 %	4,46 %
test	4,83	4,17	3,10	3,23	2,14	1,89	1,91	1,34	1,78	1,78
VOLET B	RATIO *BOOK-TO MARKET*									
	BM-faible	BM-2	BM-3	BM-4	BM-5	BM-6	BM-7	BM-8	BM-9	BM-élevé
Moyenne	0,06 %	0,32 %	0,30 %	0,45 %	0,43 %	0,57 %	0,33 %	0,67 %	0,69 %	1,01 %
Écart type	7,07 %	5,85 %	5,37 %	4,95 %	5,06 %	5,24 %	4,58 %	4,68 %	5,27 %	5,84 %
test	0,18	1,19	1,22	2,02	1,86	2,42	1,60	3,18	2,88	3,82

des risques associés à la taille des entreprises et au ratio BM. Le présent article est structuré en trois parties. Dans la première, nous examinons au Canada, sur la période de juillet 1960 à avril 2001, les rendements de stratégies d'investissement basées sur la capitalisation boursière des entreprises et/ou le ratio BM. Dans une seconde étape, à l'instar de Fama et French (1996), nous construisons deux facteurs de risque liés à la taille des entreprises et au ratio BM. Nous examinons alors le rendement et le risque associé à ces deux facteurs. Enfin, dans une troisième étape, nous décrivons trois applications potentielles du TFPM utiles et pertinentes pour la communauté professionnelle et académique en finance.

La mise en évidence des primes

Données

L'analyse porte sur la période de juillet 1960 à avril 2001. Les données comptables proviennent de la base de données *Financial Post* (de 1959 à 1986) et de *Research Insight Compustat* (de 1987 à 2000). Les rendements et les capitalisations boursières sont tirées de la base de données TSE/Université Western Ontario (de 1959 à 1986) et de *Research Insight Compustat* (de 1986 à 2001). Le rendement de marché calculé à partir de l'échantillon est pondéré selon la capitalisation boursière des entreprises qui le composent. Les rendements de l'actif sans risque sont estimés à partir des rendements des bons du Trésor canadien à 91 jours (*Scotia Capitaux*). Les observations dont la valeur comptable des fonds propres est négative sont exclues de l'échantillon final qui comprend en moyenne 298 observations par mois.

La prime de taille

Pour mettre en évidence la relation entre la taille et le rendement futur des titres, nous formons tous les ans, à la fin du mois de juin,[1] dix portefeuilles correspondant aux déciles formés sur la base de la capitalisation boursière des entreprises. Nous calculons ensuite les douze rendements mensuels pondérés excédentaires subséquents de ces portefeuilles. Le premier portefeuille (ME-petit) rassemble les titres dont la capitalisation boursière est la plus petite; le dixième portefeuille (ME-grand) regroupe les plus grands titres. Le volet A du tableau 1 montre une relation négative quasiment monotone (sauf le portefeuille ME-8) entre la capitalisation boursière et le rendement. La différence mensuelle moyenne entre les rendements des portefeuilles ME-petit et ME-grand est de 1,46% (1,82% - 0,36%). Cette différence très importante est toutefois réduite de plus du tiers lorsqu'on passe au portefeuille ME-2, ou même des deux tiers lorsqu'on passe au portefeuille ME-3. L'effet de la taille sur les rendements est donc essentiellement imputable aux portefeuilles de titres dont la capitalisation boursière est petite.

L'examen de la volatilité associée à ces portefeuilles est également instructif. En effet, la relation entre la capitalisation boursière des entreprises et l'écart type est négative et parfaitement monotone. La volatilité du portefeuille ME-petit est près de deux fois supérieure à celle du portefeuille ME-grand (8,32% par rapport à 4,46%). La volatilité des rendements est réduite de 20% lorsqu'on passe du portefeuille ME-petit au portefeuille ME-2; toutefois, les réductions subséquentes sont marginalement moins importantes. Les portefeuilles composés de titres caractérisés par une plus faible capitalisation boursière sont donc beaucoup plus rentables, mais leurs rendements sont également beaucoup plus volatils. Afin de tenir compte simultanément du risque et du rendement, nous effectuons un test pour évaluer si les rendements sont statistiquement significativement différents de zéro. Ce test montre que les rendements associés au portefeuille ME-petit le sont au seuil de confiance de 99%, alors que ceux du portefeuille ME-grand ne le sont qu'au seuil de confiance de 90%.

Prime associée au ratio BM

La relation entre le ratio BM et le rendement est analysée en calculant les 12 rendements mensuels excédentaires de dix portefeuilles composés sur la base de ce ratio. Le premier por-

TABLEAU 2

STATISTIQUES DESCRIPTIVES SUR LES RENDEMENTS MENSUELS PONDÉRÉS EXCÉDENTAIRES DE 9 PORTEFEUILLES CONSTRUITS SUR LA BASE DE LA CAPITALISATION BOURSIÈRE ET DU RATIO *BOOK-TO-MARKET*

Les 9 portefeuilles sont construits à partir de l'intersection de portefeuilles (terciles) formés de façon **indépendante** sur la base de la capitalisation boursière et du ratio *book-to-market* à la fin du mois de juin de chaque année. Les tests sont calculés comme suit : rendement moyen mensuel * nombre d'obversations ^0,5/écart type.

		RATIO *BOOK-TO-MARKET*		
		Faible	Moyen	Élevé
			MOYENNE	
Taille	Petite	1,00 %	1,13 %	1,07 %
	Moyenne	0,41 %	0,48 %	0,67 %
	Grande	0,09 %	0,51 %	0,57 %
			ÉCART TYPE	
Taille	Petite	8,38 %	6,69 %	5,29 %
	Moyenne	6,35 %	4,99 %	5,02 %
	Grande	5,27 %	4,49 %	4,56 %
			TEST	
Taille	Petite	2,64	3,74	4,46
	Moyenne	1,41	2,15	2,96
	Grande	0,36	2,51	2,77

tefeuille (BM-faible) regroupe les titres dont le ratio BM est le plus faible (titres de croissance); le dixième (BM-élevé) est composé des titres dont le ratio BM est le plus élevé (titres de valeur). Le volet B du tableau 1 montre une relation positive et non monotone entre le ratio BM et le rendement. La différence mensuelle moyenne entre le rendement des portefeuilles BM-élevé et BM-faible est de 0,95% (1,01% - 0,06%). Cet écart est plus faible que dans le cas de la taille. Par ailleurs, à la différence des portefeuilles formés sur la base de la capitalisation boursière, plus de 60% de cette différence est attribuable aux deux portefeuilles extrêmes. En effet, la différence entre les portefeuilles BM-2 et BM-faible est de 0,26% et celle entre les portefeuilles BM-élevé et BM-9 est de 0,32%.

La volatilité du rendement du portefeuille BM-faible est la plus élevée avec 7,07%. Il n'y a pas de relation claire entre le ratio BM des entreprises et l'écart type : la volatilité des portefeuilles BM-2 et BM-élevé est du même ordre, soit 5,85%. La comparaison des tests statistiques associés aux différents portefeuilles construits sur la base du ratio BM ne fait pas ressortir une relation aussi claire que dans le cas de la capitalisation boursière des entreprises. Toutefois, les titres à ratio BM élevé sont plus performants. En effet, à l'exception des portefeuilles BM-4 et BM-6, tous les portefeuilles BM-8, BM-9 et BM-élevé sont les plus performants.[2]

Rendements, taille et BM

Le tableau 1 présente les caractéristiques des rendements des portefeuilles construits sur la base de la capitalisation boursière ou du ratio BM, pris isolément. Cette section considère conjointement les deux dimensions. Pour composer le tableau 2, nous effectuons deux tris indépendants et formons trois portefeuilles sur la base de la capitalisation boursière et trois autres sur la base du ratio BM. La combinaison de ces portefeuilles permet de construire neuf portefeuilles. Le rendement excédentaire (risque) du portefeuille composé des actions des entreprises de faible capitalisation boursière et dont le ratio BM est le plus élevé (ME-petit/BM-élevé) est de 1,07%/mois (5,29%). À l'inverse, le rendement (risque) du portefeuille composé des actions des entreprises de grande capitalisation boursière et dont le ratio BM est le plus faible (ME-grand/BM-faible) est de 0,09% (5,27%). La différence de rendement entre les deux portefeuilles est importante, soit 0,98% par mois.

Les résultats ci-dessus montrent que le rendement des titres est influencé par des facteurs de risque autres que le marché. À partir de cette constatation, il est alors possible de construire un modèle normatif qui se substituera au CAPM pour évaluer la performance de portefeuilles et estimer le coût des fonds propres des entreprises. C'est l'objectif de la section suivante.

De l'utilisation des anomalies de marché

Modèle à facteurs multiples

Pour Fama et French, les effets taille et BM représentent des primes de risque. La faible capitalisation boursière peut être associée au manque de liquidité et d'information. Le ratio BM est associé à un indicateur de détresse financière. En effet, les entreprises dont le BM est élevé (faible) sont généralement plus fragiles (fortes) et caractérisées par des bénéfices moins (plus) importants. Selon eux, les investisseurs exigeraient une prime de rendement pour compenser le risque additionnel encouru en détenant des titres de petites entreprises à ratio BM élevé, alors qu'ils accepteraient un escompte pour les titres de grandes entreprises à ratio BM élevé.

TABLEAU 3

STATISTIQUES DESCRIPTIVES RELATIVES AUX TROIS FACTEURS DE RISQUE (Rm-Rf, SMB et HML) SUR LA PÉRIODE DE JUILLET 1960 À AVRIL 2001

Rm représente le rendement pondéré du marché calculé à partir de notre échantillon. *Rf* représente le taux de rendement sans risque calculé à partir des bons du Trésor canadien à 91 jours (source : *Scotia Capitaux*). *SMB* représente le rendement d'un portefeuille dans lequel les titres d'entreprises de faible capitalisation boursière sont détenus et ceux des entreprises de capitalisation boursière importante sont vendus à découvert. *HML* représente le rendement d'un portefeuille dans lequel les titres d'entreprises ayant un ratio *book-to-market* élevé sont détenus et ceux des entreprises ayant un ratio *book-to-market* faible sont vendus à découvert. Les tests sont calculés comme suit : rendement moyen mensuel/erreur type.

VOLET A : RENDEMENTS MENSUELS ANNUALISÉS

	Rm-Rf	SMB	HML
Moyenne	4,52 %	5,08 %	5,09 %
Écart type	15,23 %	10,97 %	12,72 %
Test	1,89 *	2,96 **	2,55 **
% positive	55 %	54 %	56 %

VOLET B : RENDEMENTS CALCULÉS SUR DES MOYENNES MOBILES DE 3 ANS ANNUALISÉS

	Rm-Rf	SMB	HML
Moyenne	3,30 %	5,44 %	4,77 %
% positive	66 %	76 %	85 %

VOLET C : RENDEMENTS CALCULÉS SUR DES MOYENNES MOBILES DE 5 ANS ANNUALISÉS

	Rm-Rf	SMB	HML
Moyenne	2,83 %	5,62 %	4,96 %
% positive	67 %	79 %	86 %

VOLET D : CORRÉLATIONS

Panel B	Rm-Rf	SMB	HML
Rm-Rf	1,00		
SMB	0,12 **	1,00	
HML	-0,36 **	-0,39**	1,00

** significativement différent de zéro au niveau de confiance de 95 %
* significativement différent de zéro au niveau de confiance de 90 %

Le rendement des actions devrait donc être expliqué non seulement par le risque de marché, comme le prévoit le CAPM, mais aussi par deux autres facteurs de risque, le premier lié à la taille des entreprises et le second lié à leur ratio BM. Fama et French (1996) construisent donc un modèle à trois facteurs de risque, le TFPM. Comme ce modèle capture la plupart des différences de rendement entre des portefeuilles formés sur la base de différents critères, ils concluent que la taille des entreprises et leur ratio BM correspondent à des variables valorisées par le marché. Bien qu'il ne découle pas d'un cadre théorique comme le CAPM, le TFPM s'impose peu à peu comme modèle générateur des rendements.

Selon le TFPM, le rendement d'une action $E(R_i)$ est expliqué par sa sensibilité à trois facteurs de risque liés respectivement au marché, à la taille et au ratio BM. Formellement, le rendement espéré sur le titre i est égal à :

$$E(R_i) = R_f + b_i\,[E(R_M) - R_f] + s_i\,E(SMB) + h_i\,E(HML) \quad (1)$$

où

$E(RM)-Rf$ = prime de marché ;
SMB = prime liée à la capitalisation boursière;
HML = prime liée au ratio BM;
b_i, s_i et h_i = coefficients de sensibilité aux différentes formes de risque.

La variable SMB (*Small minus Big*) représente la différence de rendement entre des portefeuilles de faible et de grande capitalisation boursière. Le TFPM prévoit une différence positive, soit une prime de rendement pour les firmes dont la capitalisation boursière est faible. La variable HML (*High minus Low*) correspond à la différence de rendement entre un portefeuille d'entreprises dont le ratio BM est élevé et un portefeuille d'entreprises dont le ratio BM est faible. Le TFPM prévoit également une prime de rendement pour les firmes dont le ratio BM est élevé.

Les facteurs sont estimés à l'aide de portefeuilles composés à l'aide de tris indépendants similaires à ceux présentés dans la partie précédente, mais établis pour un nombre plus restreint de portefeuilles. Les titres sont divisés en deux groupes de taille, selon qu'ils sont au-dessus ou au-dessous de la médiane : on distingue alors les petites firmes et les grandes firmes. Ils sont classés en trois groupes selon le ratio BM.[3]

Rendement et risque des facteurs

Le volet A du tableau 3 décrit les rendements des trois facteurs de risque sur la période de juillet 1960 à avril 2001. La prime de marché annuelle moyenne est de 4,52%. Étant donné sa forte volatilité, elle ne diffère pas significativement de zéro au niveau de confiance de 95%, mais seulement de 90%. La prime annuelle associée au facteur de risque SMB est de 5,08%. Elle est significative au niveau de confiance de 99%. Le portefeuille SMB est beaucoup moins risqué que le rendement de marché excédentaire : 10,97% contre 15,23%. Cette prime est plus élevée et moins volatile que celle observée par Fama et French aux États-Unis (4,92% et 15,44%; 1996, tableau 11, 1964-1993). La prime annuelle associée au facteur de risque HML est presque identique à celle associée au facteur de risque SMB, soit de 5,09%. Elle est également significative au niveau de confiance de 99%. Le portefeuille HML a un niveau de risque situé entre SMB et le rendement de marché excédentaire. Cette prime est moins élevée, mais aussi volatile que celle observée par Fama et French (6,33% et 13,11%; 1996, tableau 11, 1964-1993).

Les volets B et C du tableau 3 montrent également que les rendements associés aux facteurs de risque SMB et HML

sont moins risqués que ceux associés à la prime de marché. En effet, si l'on considère des moyennes mobiles sur des fenêtres de 3 et 5 ans, il apparaît clairement que la prime de marché est positive dans 66% des cas, le facteur SMB dans 77% des cas et le facteur HML dans 85% des cas.

Enfin, le volet D du tableau 3 présente les corrélations entre les facteurs de risque. Les coefficients de corrélation sont faibles, mais significativement différents de zéro. La corrélation entre la prime de marché et le facteur de risque SMB est positive. Par contre, la corrélation entre la prime de marché ou le facteur de risque SMB et le facteur de risque HML est négative. Cette corrélation négative est intéressante pour toute stratégie d'investissement qui combinerait les facteurs de risque SMB et HML.

TABLEAU 4

STATISTIQUES DESCRIPTIVES SUR LES RENDEMENTS MENSUELS DES TROIS FACTEURS DE RISQUE (*Rm- Rf, SMB* et *HML*) QUAND L'ENSEMBLE DE LA PÉRIODE ANALYSÉE EST DIVISÉE EN PÉRIODES DE POLITIQUE MONÉTAIRE RESTRICTIVE OU EXPANSIONNISTE

Les périodes de politique monétaire restrictive ou expansionniste sont définies respectivement par les mois durant lesquels le taux d'escompte de la Banque du Canada est plus important (faible) que la moyenne mobile des douze derniers mois. Le test t est défini comme suit : rendement moyen * nombre d'observations ^0,5/écart type.

VOLET A : PÉRIODES DE POLITIQUE MONÉTAIRE RESTRICTIVE			
N = 258 observations	*Rm- Rf*	*SMB*	*HML*
Moyenne	-0,11 %	0,16 %	0,28 %
Écart type	4,57 %	3,41 %	3,90 %
Test t	-0,41	0,75	1,18
VOLET B : PÉRIODES DE POLITIQUE MONÉTAIRE EXPANSIONNISTE			
N = 232 observations	*Rm- Rf*	*SMB*	*HML*
Moyenne	0,92 %	0,72 %	0,58 %
Écart type	4,14 %	2,85 %	3,40 %
Test t	3,61	4,08	2,75

Applications

Le TFPM est un outil de base pour les praticiens et les chercheurs dans la mesure où il permet d'établir le rendement normal d'un titre ou d'un portefeuille de titres canadiens. Nous examinons dans ce qui suit trois applications possibles de ce modèle.

Stratégie de placement conditionnelle

Sur la base des résultats présentés au tableau 3, un gestionnaire de portefeuille aurait intérêt à avoir en moyenne un biais pour les titres à faible capitalisation boursière et à ratio BM élevé. Toutefois, ces résultats qui valent pour l'ensemble des 40 dernières années cachent des variations importantes que l'on peut attribuer à la sensibilité des facteurs à l'environnement économique. Il est donc important d'identifier les conditions économiques dans lesquelles la stratégie d'investissement est favorable ou défavorable, et ceci n'a d'intérêt pratique pour un gestionnaire de portefeuille que si la variable qualifiant l'environnement économique est connue avant de mettre en œuvre la stratégie d'investissement. Nous décrivons dans ce qui suit une stratégie de placement conditionnelle à la politique monétaire. Ce choix est guidé par les résultats de Jensen, Johnson et Mercer (1997), qui utilisent un critère simple, connu à l'avance par l'investisseur, qui permet de définir deux états de la nature : politique monétaire restrictive ou expansionniste. Si le taux d'escompte de la Banque du Canada est supérieur à la moyenne mobile des douze derniers mois, la politique monétaire est qualifiée de restrictive; elle est expansionniste dans le cas contraire. Le tableau 4 indique que 258 observations sont caractérisées par une politique restrictive (volet A) et 232 par une politique expansionniste (volet B). Les primes liées à SMB et HML ne sont pas significatives en période de restriction monétaire: 0,16% pour SMB et 0,28% pour HML. À l'inverse, ces primes sont positives et très significatives dans un environnement d'expansion monétaire: rendement moyen mensuel de 0,72% pour SMB et de 0,58% pour HML. Les stratégies basées sur la capitalisation boursière et sur le ratio BM ne semblent donc profitables que dans un environnement d'expansion monétaire.

Estimation du coût des fonds propres

La plupart des manuels de finance proposent de calculer le coût des fonds propres des entreprises à l'aide du CAPM. Or, l'ensemble des résultats précédents montrent que les primes de risque associées à la taille et au ratio BM sont supérieures à celle du marché. Il est donc plus opportun d'estimer le coût des fonds propres à l'aide du TPFM. Pour ce faire, il faut procéder de la même façon que dans le cas du CAPM. Il faut dans une première étape estimer l'exposition de l'entreprise aux trois facteurs de risque, c'est-à-dire qu'il faut estimer les coefficients b, s et h du modèle (1). Cette estimation se fait en régressant les rendements excédentaires de l'action de l'entreprise i (Ri-Rf) sur les trois facteurs de risque. Ces coefficients indiquent la sensibilité des cours de l'entreprise i aux trois facteurs. Dans une seconde étape, le taux de rendement requis des fonds propres est estimé en multipliant ces coefficients par les primes de risque associées à ces facteurs, soit par exemple les primes historiques calculées au tableau 3. Le coefficient bi s'interprète de façon identique au coefficient bêta du CAPM : s'il est supérieur (inférieur) à l'unité, l'entreprise est plus (moins) risquée que le marché et le taux de rendement exigé est plus élevé. Si le coefficient si est supérieur (inférieur) à zéro, l'entreprise est de petite taille (grande taille) alors que si le coefficient hi est supérieur (inférieur) à zéro, il s'agit d'une entreprise dite de valeur (croissance). Si ces deux derniers coefficients sont positifs (négatifs), le taux de ren-

dement requis sera plus élevé (faible), du fait que les investisseurs supportent un risque additionnel (moindre) lié aux facteurs taille et BM.

La mesure de la performance

De façon classique, on mesure la performance d'un gestionnaire d'actions à l'aide du coefficient alpha de Jensen estimé en régressant les rendements excédentaires du portefeuille sur les rendements excédentaires du marché. En effet, selon le CAPM, ce coefficient mesure la performance anormale, c'est-à-dire le rendement non expliqué par le risque de marché. Plus exactement, si l'on considère des rendements mensuels, le coefficient alpha de Jensen représente le rendement moyen mensuel anormal mesuré sur la période. Comme les primes de taille et de BM jouent un rôle significatif dans l'explication des rendements des titres canadiens, cette façon traditionnelle de mesurer le rendement excédentaire ne suffit plus et il conviendrait d'utiliser le TFPM. On procède alors de la même manière qu'avec le CAPM, c'est-à-dire que l'on régresse les rendements excédentaires du portefeuille sur les trois facteurs de risque. Le coefficient alpha du TFPM mesure alors également la performance anormale sur la période, mais tient compte du fait que le portefeuille a supporté ou non des risques additionnels liés à la taille ou au ratio BM. Pour des portefeuilles, les coefficients de détermination, R2, et les coefficients alphas obtenus avec le TFPM sont généralement respectivement plus élevés et plus faibles que ceux obtenus avec le CAPM. Ces résultats montrent que le TFPM permet de mieux rendre compte de l'évolution des rendements que le CAPM.

Conclusion

Cette étude montre qu'il existe au Canada des relations négative et positive quasi monotones entre, d'une part, la taille des entreprises et les rendements et, d'autre part, le ratio BM et les rendements. Ces relations, établies au cours d'une période de 40 années, ne sont toutefois pas linéaires. L'effet de taille provient essentiellement des portefeuilles composés de titres de faible capitalisation boursière. L'effet du ratio BM vient principalement des deux portefeuilles extrêmes. Lorsqu'on combine ces deux dimensions, les relations sont moins claires, mais il reste que les portefeuilles caractérisés par un biais en faveur des titres de petite taille et de valeur ont dominé en moyenne les portefeuilles caractérisés par un biais en faveur des titres de grande taille et de croissance.

Nous construisons comme Fama et French (1996) deux facteurs de risque liés à la taille des entreprises et au ratio BM, qui s'ajoutent au rendement de marché excédentaire pour constituer un modèle à trois facteurs : le *three-factor pricing model*. Il ressort de l'analyse que les primes associées au facteur taille et BM sont respectivement de l'ordre de 5% chacune et supérieures à la prime de marché. Il apparaît également, en analysant des moyennes mobiles de 3 et 5 ans, que des stratégies d'investissement ayant compté sur ces facteurs auraient respectivement connu par le passé des rendements positifs dans 85% et 77% des cas pour les facteurs de risque liés au ratio BM et à la taille, alors que ce pourcentage baisse à 66% pour le rendement de marché excédentaire.

Nous présentons trois applications potentielles de ce modèle à trois facteurs de risque. La première est une stratégie d'investissement conditionnelle. En effet, les stratégies d'investissement basées sur une sous-pondération des titres de grande capitalisation et de croissance ne sont pas sans risque, car les primes varient en fonction des conditions économiques. Une stratégie d'investissement simple conditionnée par la politique monétaire (restrictive ou expansionniste) mesurée *ex ante* montre que les primes de risque associées à ces facteurs ne sont pas significatives en période de restriction monétaire, alors qu'elles sont de 8,64% et 6,96% par an en moyenne pour les périodes d'expansion monétaire. Enfin, nous montrons que le TFPM est une alternative au CAPM pour estimer plus correctement le coût des fonds propres des entreprises ainsi que la performance des gestionnaires de portefeuilles d'actions. ▮

Références

Fama, E.F. and K.R. French, 1992, *The cross-section of expected stock returns*, The Journal of Finance, 47, 427-465.

Fama, E.F., and K.R. French, 1996, *Multifactor explanations of asset pricing anomalies*, The Journal of Finance 51, 55-84.

Jensen, G. R., Johnson, R. R. and Mercer, J. M., 1997, *New evidence on size and price-to-book effects in stock returns*, Financial Analysts Journal, November/December, 34-41.

Notes

[1] De manière conservatrice, les données se rapportant à la valeur comptable des fonds propres relatives à la fin de l'exercice financier de l'année *a* sont supposées disponibles en juin de l'année *a*+1.

[2] À titre de comparaison, sur la période 1963-1990 aux États-Unis, Fama et French (Tableau V, p.446, Fama et French, 1992) trouvent une différence de rendement moyen mensuel de 0,58% (1,47% - 0,89%) entre les portefeuilles (déciles) de faible et de forte capitalisation boursière et de 0,99% (1,63% - 0,64%) entre les portefeuilles (déciles) d'entreprises dont le ratio valeur comptable/valeur marchande des fonds propres est le plus élevé et le plus faible. Il semble que, contrairement aux États-Unis, l'effet dominant au Canada soit l'effet taille et que l'effet BM soit au contraire plus faible. L'effet taille est sans doute lié à la structure industrielle des entreprises canadiennes. En effet, une grande partie (30%) des entreprises canadiennes cotées en bourse appartiennent au secteur des ressources naturelles. Le prix des ces actions est souvent très faible et leur rendement est très volatil.

[3] Voir site web de Kenneth French : *http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/*