

Article

« Performance et commission de souscription des fonds mutuels canadiens »

Minh Chau To et Kodjovi Gakpo Assoé

L'Actualité économique, vol. 71, n° 1, 1995, p. 27-52.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/602165ar>

DOI: 10.7202/602165ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : info@erudit.org

PERFORMANCE ET COMMISSION DE SOUSCRIPTION DES FONDS MUTUELS CANADIENS*

Minh Chau TO
Kodjovi Gakpo ASSOÉ
Groupe de recherche en finance
École des Hautes Études Commerciales

RÉSUMÉ – Les frais de commission exigés des investisseurs à l'achat des parts de fonds mutuels se situent entre 0% et 9% du montant de l'investissement initial. Ils sont souvent considérés comme un signal de qualité ou de performance. En utilisant des mesures traditionnelles de performance (indices de Jensen, de Sharpe et de Treynor), les tests de différences statistiques de Jobson et Korkie et les données mensuelles de 226 fonds mutuels canadiens couvrant la période janvier 1981 à septembre 1987, cette étude révèle qu'il n'y a aucune relation consistante et ferme entre l'exigence de frais de commission et la performance des fonds mutuels. L'efficacité du marché des fonds mutuels est ainsi remise en question puisque les fonds mutuels ayant les frais de commission les plus élevés ne réalisent par une performance significativement supérieure à celle des fonds sans frais.

ABSTRACT – The objective of the present research is to test whether Canadian mutual funds which charge subscription fees achieve higher performance than those which do not, in order to compensate their shareholders for such fees. Indirectly, the research is also a test of the efficiency hypothesis in the mutual funds market.

To compare the performance of mutual funds which charge subscription fees to those that do not, measures such as Jensen's alpha, Sharpe and Treynor indices, have been used, as well as significance tests developed by Jobson and Korkie (1981) on differences of performance measures. The data covered 226 Canadian mutual funds and 75 months from July 1981 to September 1987.

The results show that there is no significant relationship between subscription fees and performance. They confirm the results of past studies that mutual funds who charge

* La recherche, dont est tiré cet article, a bénéficié d'une subvention du Conseil de recherche en sciences humaines du Canada et du CETAI (HEC). Les auteurs remercient monsieur Gilles Grenier, directeur de *L'Actualité économique* et deux arbitres anonymes pour leurs commentaires qui ont permis d'améliorer la teneur des tests rapportés dans cette recherche, ainsi que la forme du texte. Bien entendu, les auteurs demeurent seuls responsables de toute erreur qui reste.

subscription fees do not realize better performance than those that do not. That mutual funds which charge subscription fees, in some cases up to 9% of the invested amount, still attract a relatively large volume of individual investors' funds is an indication of a non negligible degree of inefficiency in the Canadian mutual funds market.

INTRODUCTION

L'intérêt des chercheurs pour l'analyse de l'efficacité (ou des anomalies) du marché des capitaux a été très grand au cours des deux dernières décennies et s'explique par l'importance économique et sociale de cette hypothèse. En effet, un marché efficace permet une meilleure allocation des ressources et l'élimination de toute possibilité d'arbitrage. Sur un tel marché, toute information est un signal qui doit être systématiquement et correctement incorporé dans les prix. On parlera d'anomalie de marché lorsqu'un signal public, dont l'exploitation peut générer des profits d'arbitrage, reste ignoré des investisseurs. Dans la présente étude, nous nous intéressons à un signal public observé sur le marché des fonds mutuels au Canada : les commissions à l'achat des parts de fonds mutuels. L'observation du marché des fonds mutuels révèle la présence de deux grandes catégories de fonds : ceux qui n'exigent aucun frais de commission et ceux qui demandent des commissions de souscription pouvant atteindre 9 % du montant de l'investissement initial.

La relation entre le taux de rendement espéré des investissements dans des fonds mutuels et le taux de commission exigé par ces derniers peut être formalisée en écrivant :

$$V_{st} = e^{g_s t} \quad \text{et} \quad V_{at} = (1 - t_c) e^{g_a t}$$

où V_{it} est la valeur nette d'une part du fonds i , $i = a, s$, au temps t ;
 t_c est le taux de commission à l'achat ;
 g_s est le taux de rendement sur l'investissement dans le fonds mutuel s , sans frais de commission ;
 g_a est le taux de rendement sur l'investissement dans le fonds mutuel a , avec des frais de commission dont le taux est égal à t_c .

Pour que l'investisseur soit indifférent entre les deux types de fonds mutuels, supposés semblables sur toute autre dimension (frais de gestion, distribution de dividende, éligibilité aux régimes de report d'impôt, taille,...) avec un investissement initial identique, il faut qu'on ait, pour un horizon d'investissement $t=T$ donné, l'égalité $V_{sT} = V_{aT}$ et donc :

$$g_a = g_s + \frac{1}{T} \ln \frac{1}{(1 - t_c)}$$

La quantité positive $1/T \ln(1/1 - t_c)$ constitue la prime exigée par les investisseurs pour avoir à payer des frais de commission. Elle augmente avec le taux de commission t_c et diminue avec T ne s'annulant que lorsque T est infini.

Si les fonds mutuels exigeant des frais de commission élevés réalisaient une performance supérieure à celle des fonds sans frais de commission, les taux de commission constitueraient alors un signal de bonne qualité des fonds. La relation entre les gestionnaires de fonds mutuels et les investisseurs peut être analysée comme une relation d'agence où le mandant (les investisseurs) confie la gestion d'une somme d'argent à l'agent (les gestionnaires de fonds mutuels). Les gestionnaires de fonds mutuels détiennent généralement plus d'information sur la rentabilité du fonds que les investisseurs. Ainsi, les informations relatives à l'habileté de sélection de titres performants et la capacité à prendre de bons virages du marché ou le niveau effectif de risque du portefeuille sont plus connues des gestionnaires que des investisseurs. Pour réduire les problèmes de sélection adverse issus de cette asymétrie d'information, les gestionnaires de fonds mutuels ont tout intérêt (du moins les agents de bonne qualité) à révéler leur qualité au marché d'où la nécessité de trouver des mécanismes révélateurs et des signaux appropriés¹. Le niveau de frais de commission constitue un bon signal permettant de véhiculer l'information sur la qualité de gestion des fonds mutuels puisqu'il est coûteux pour les gestionnaires d'émettre ce signal (coût en terme de perte de clientèle au profit de concurrents sans frais de commission) et que le coût d'une fausse représentation (exposition à la perte totale de sa clientèle dont les attentes ne peuvent être satisfaites) est tel qu'il n'est pas avantageux d'émettre un signal fallacieux.

L'objectif de la présente étude est de vérifier si les fonds mutuels qui exigent des commissions d'achat réalisent des performances supérieures à celles des fonds sans commission ce qui compenserait le porteur de parts pour les frais supportés. L'étude de la relation entre une caractéristique particulière des fonds mutuels — les commissions à l'achat — et leur performance permet d'apprécier l'efficacité informationnelle du marché des fonds mutuels canadiens. Nous procéderons à des comparaisons de performance de différents fonds mutuels canadiens avec des mesures appropriées de performance et des techniques de comparaison adaptées.

Nous présenterons dans la prochaine section les cadres conceptuels d'appréciation des mesures de performance des portefeuilles. Les données d'analyse seront présentées dans la deuxième section. La troisième partie sera consacrée à l'étude empirique de 226 fonds mutuels canadiens. Cette étude explorera la relation entre les taux de commission et la performance des fonds mutuels. La dernière section présentera quelques conclusions.

1. Dans la littérature financière, on retrouve plusieurs modèles de signaux. Poitevin (1989) présente une revue de littérature des problèmes d'asymétrie d'information dans les contrats financiers et une synthèse des modèles de signaux.

1. LES MESURES DE PERFORMANCE DES PORTEFEUILLES

L'évaluation de la performance de portefeuille se fonde principalement sur le critère de la droite de marché des titres, issu du modèle d'équilibre des actifs financiers (*Capital Asset Pricing Model* ou CAPM). Considérant le risque systématique (Bêta) comme la mesure appropriée du risque d'un portefeuille et utilisant le CAPM, Treynor (1965) et Jensen (1968) ont proposé des mesures de performance qui portent aujourd'hui leur nom. L'indice de Treynor pour le portefeuille p , se définit comme :

$$T_p = \frac{E(R_p) - R_f}{\beta_p} \quad (1)$$

où $E(R_p)$ est le rendement espéré du portefeuille p ;
 R_f est le rendement de l'actif sans risque ;
 β_p est le risque systématique du portefeuille p .

L'indice de Jensen est fondé sur les conclusions du CAPM selon lesquelles, à l'équilibre, tous les portefeuilles se situent sur la droite de marché des titres qui fournit, pour chaque niveau de risque systématique, le rendement normal attendu. En se référant à cette norme ou standard de performance, Jensen (1968) propose une mesure de l'habileté des gestionnaires à accroître le rendement de leur portefeuille au-delà de ce qui est nécessaire pour rémunérer le risque du portefeuille : il s'agit d'une mesure de rendement anormal des portefeuilles. La constante α_p de la régression :

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_p(R_{mt} - R_{ft}) + e_{pt} \quad (2)$$

où R_{pt} est le rendement du portefeuille p au temps t ;
 R_{ft} est le rendement de l'actif sans risque au temps t ;
 R_{mt} est le rendement du portefeuille de marché au temps t ;
 e_{pt} est un terme d'erreur aléatoire ;

est l'indice (alpha) de Jensen qui permet d'apprécier la performance d'un portefeuille par rapport à la norme de performance établie. La logique de cette mesure de performance est simple. Si les gestionnaires de portefeuilles ont des habiletés particulières de gestion, ils réaliseront des rendements anormaux qui se traduiront par un coefficient alpha significativement supérieur à zéro. Le test utilisé pour cette mesure de performance est un test t de Student traditionnel puisque α_p est un coefficient de régression linéaire.

On note dans la littérature plusieurs extensions de la mesure de performance de Jensen. Entre autres, Smith et Tito (1969) ont proposé le rapport $t = \alpha_p / \beta_p$ comme une mesure alternative de la performance de plusieurs portefeuilles². De même, Treynor et Black (1973) ont proposé un ratio d'évaluation t' , obtenu en

2. Le rapport t est obtenu de la relation suivante entre l'indice de Jensen et celui de Treynor :

$$T_p = R_f - \frac{\alpha_p}{\beta_p}.$$

rapportant l'indice de Jensen d'un portefeuille à son risque non systématique c.-à-d. $t' = \alpha_p / \sigma(e_p)$, où $\sigma(e_p)$ désigne l'écart-type résiduel du rendement du portefeuille p . Le ratio d'évaluation de Treynor-Black, qui prend en compte différemment le risque systématique et le risque non systématique, suggère de ne pas négliger l'importance de cette dernière composante du risque des portefeuilles dans l'évaluation de leur performance. L'indice de Sharpe incorpore plus directement la somme du risque systématique et du risque non systématique : le risque total. La mesure de performance de Sharpe (1966) est définie comme :

$$S_p = \frac{E(R_p) - R_f}{\sigma_p} \quad (3)$$

où S_p est la rémunération excédentaire du portefeuille p par unité de risque total ;
 σ_p est l'écart-type des rendements du portefeuille p .

Cette mesure de performance, comme celle de Treynor, constitue une mesure de comparaison de la performance de plusieurs portefeuilles. Le portefeuille le plus performant est celui qui accorde la rémunération la plus élevée à l'investisseur pour chaque unité de risque acceptée par ce dernier. L'avantage particulier de la mesure de Sharpe réside dans le fait qu'elle ne requiert pas la spécification d'un portefeuille de marché.

Les indices de Treynor et de Jensen sont fondés sur la validité du CAPM dans l'évaluation des titres et des portefeuilles. Or, Roll (1977) remet en question les tests empiriques du CAPM et les implications de leurs résultats. Sa critique a jeté des doutes sur la qualité des normes utilisées pour évaluer la performance des fonds mutuels. En effet, Roll (1978 : 1052) note à propos de la droite de marché des titres :

« It is not robust, is likely to yield different judgments when employed by different judges, and can completely reverse its judgments after seemingly innocuous change in its computation. »

De plus, Roll (1980, 1981) soulève l'impossibilité de s'accorder sur un indice unique de marché qui serait efficient *ex ante* afin de mesurer le risque systématique d'un portefeuille. Le choix de l'indice de marché étant arbitraire, le classement des portefeuilles est fonction du choix de l'indice utilisé³. Les critiques portées à l'encontre du CAPM et le développement de la théorie de l'évaluation par arbitrage (*Arbitrage Pricing Theory* ou APT) ont poussé certains auteurs à proposer une mesure de performance analogue à l'indice de Jensen

3. En utilisant différentes mesures instrumentales de l'indice de marché, les études de Lehman et Modest (1987), et de Grinblatt et Titman (1989) ont montré que la performance des fonds mutuels dépend de l'indice de marché utilisé. Par contre, les résultats de Cumby et Glen (1990), et de Peterson et Rice (1980) révèlent que la performance relative de différents fonds mutuels est peu sensible voire indépendante de la mesure de l'indice de marché.

mais rendu conforme à l'esprit de l'APT. Dans l'optique de l'APT à k facteurs, Chang et Lewellen (1986) définissent ainsi la constante α_p ou indice de Jensen dans la version du modèle d'arbitrage :

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \sum_{j=1}^k b_{pj} (R_{jt} - R_{ft}) + e_{pt} \quad (4)$$

où b_{pj} est le coefficient de sensibilité du portefeuille p au facteur j ;
 R_{jt} est le rendement du facteur j au temps $t, j=1, \dots, k$.

Connor et Korajczyk (1986) ont obtenu l'adéquation de l'indice de Jensen dans sa forme SML (*Security Market Line*) du CAPM à sa forme SMH (*Security Market Hyperplane*) de l'APT. D'après ces auteurs, l'indice de Jensen est l'indicateur approprié de performance dans le modèle d'arbitrage. Ils ont également défini un ratio t qui est une forme APT du ratio d'évaluation de Treynor-Black. Les tests de comparaison de Chen *et al.* (1987) sur les mesures de performance basées sur le CAPM et l'APT accordent des avantages indéniables à ces dernières. Cependant, bien que le modèle d'arbitrage paraisse un modèle plus général que le CAPM, les critiques méthodologiques portées par Shanken (1982, 1992), Dhrymes *et al.* (1984), Reisman (1992), Gilles et Leroy (1991), et les problèmes d'identification des facteurs de risque constituent des limites à l'application des mesures basées sur l'APT. Ainsi, les analystes financiers et les auteurs (Coggin *et al.* 1993 ; Cumby et Glen 1990 ; Ippolito, 1989 ; Grinblatt et Titman, 1989) se réfèrent constamment à l'alpha de Jensen, dans sa version du CAPM, et aux indices de Sharpe et de Treynor.

Jobson et Korkie (1981, 1982) ont noté l'absence de tests statistiques basés sur les mesures de Sharpe et de Treynor permettant de déceler des différences significatives de performance entre deux ou plusieurs portefeuilles. Ils ont donc développé, à partir des distributions asymptotiques des indices de Sharpe et de Treynor, une procédure permettant des tests d'inférence statistique. Achour *et al.* (1984), Cadsby et Kisko (1987), entre autres, ont utilisé les tests de Jobson et Korkie⁴. Comparer la performance de deux portefeuilles i et n (deux fonds mutuels ou un fonds mutuel et le portefeuille de marché) revient à examiner l'égalité entre S_i et S_n , pour ce qui est de la mesure de Sharpe, ou entre T_i et T_n , pour la mesure de Treynor, et à tester les hypothèses nulles :

$$H_0 : S_i - S_n = 0 ; \text{ et}$$

$$H_0 : T_i - T_n = 0.$$

4. En raison d'erreurs typographiques dans l'article de Jobson et Korkie (1981), comme l'ont fait remarquer Cadsby et Kisko (1987), nous reproduisons les équations de l'article original de Jobson et Korkie en corrigeant pour les erreurs.

Jobson et Korkie suggèrent d'utiliser les statistiques suivantes des différences de mesure de performance de Sharpe Sh_{in} et de Treynor Tr_{in} pour les tests d'inférence :

$$Sh_{in} = S_n \bar{r}_i - S_i \bar{r}_n \quad \text{et} \quad Tr_{in} = \frac{S_{nm} \bar{r}_i}{S_m^2} - \frac{S_{im} \bar{r}_n}{S_m^2} \quad (5)$$

où S_j est l'écart type échantillonnel du rendement de portefeuille $j, j=i, n, m$;
 \bar{r}_j est la moyenne échantillonnale du rendement en excès du rendement sans risque du portefeuille $j, j=i, n$;
 S_{jm} est la covariance entre le rendement du portefeuille j et celui du portefeuille de marché m .

Lorsque les rendements excédentaires des P portefeuilles étudiés sont distribués normalement, c.-à-d. $\bar{r} \sim N(\bar{\mu}, \bar{\sigma})$, où $\bar{r} = [r_i, i = 1, \dots, P]$ est le vecteur $P \times 1$ des rendements excédentaires des P portefeuilles, $\bar{\mu} = [\mu_i, i = 1, \dots, P]$ le vecteur $P \times 1$ des moyennes des rendements excédentaires des P portefeuilles, et $\bar{\sigma} = [\sigma_{ij}; i = 1, \dots, P; j = 1, \dots, P]$ est la matrice $P \times P$ des variances-covariances entre les rendements excédentaires des P portefeuilles, Jobson et Korkie ont démontré que les estimateurs de différences de performance \hat{Sh}_{in} et \hat{Tr}_{in} sont asymptotiquement normaux :

$$\hat{Sh}_{in} \sim N(Sh_{in}, \Theta) \quad \text{et} \quad \hat{Tr}_{in} \sim N(Tr_{in}, \tau)$$

avec

$$\Theta = \frac{1}{T} \left[\sigma_i^2 \sigma_n^2 - 2\sigma_i \sigma_n \sigma_{in} + \frac{1}{2} \mu_i^2 \sigma_n^2 + \frac{1}{2} \mu_n^2 \sigma_i^2 - \frac{\mu_i \mu_n}{2\sigma_i \sigma_n} (\sigma_{in}^2 + \sigma_i^2 \sigma_n^2) \right]$$

et

$$\begin{aligned} \tau = \frac{1}{T} & \left[\sigma_i^2 \sigma_{nm}^2 + \sigma_n^2 \sigma_{im}^2 - 2\sigma_{im} \sigma_{nm} \sigma_{in} + \mu_i^2 (\sigma_n^2 \sigma_m^2 - \sigma_{nm}^2) \right. \\ & \left. + \mu_n^2 (\sigma_i^2 \sigma_m^2 - \sigma_{im}^2) - 2\mu_i \mu_n (\sigma_{in} \sigma_n^2 - \sigma_{im} \sigma_{nm}) \right] \end{aligned}$$

Le test des hypothèses nulles se fait donc avec la statistique Z :

$$Z_{Sh_{in}} = \frac{\hat{S}h_{in}}{\sqrt{\hat{\Theta}}} \quad \text{et} \quad Z_{Tr_{in}} = \frac{\hat{T}r_{in}}{\sqrt{\hat{\tau}}}$$

où $\hat{\Theta}$ et $\hat{\tau}$ sont les estimateurs de Θ et τ respectivement.

Jobson et Korkie ont également développé des tests multivariés permettant de vérifier simultanément si les $P-1$ différences de performance de P portefeuilles sont statistiquement différentes de zéro. Il s'agit alors de tester les hypothèses nulles suivantes :

$$H_0 : S_1 = S_2 = \dots = S_P \quad \text{ou} \quad \bar{S}h = \bar{0} \quad \text{et}$$

$$H_0 : T_1 = T_2 = \dots = T_P \quad \text{ou} \quad \bar{T}r = \bar{0}$$

où S_i et T_i sont les indices de Sharpe et de Treynor du portefeuille i , $\bar{S}h$ est un vecteur $(P-1) \times 1$ dont les éléments Sh_{iP} sont $Sh_{iP} = (\sigma_P \mu_i - \sigma_i \mu_P)$, $i = 1, 2, \dots, P-1$; et $\bar{T}r$ est un vecteur $(P-1) \times 1$ dont les éléments Tr_{iP} sont $Tr_{iP} = (\sigma_{Pm} / \sigma_m^2) \mu_i - (\sigma_{im} / \sigma_m^2) \mu_P$, $i = 1, 2, \dots, P-1$. Jobson et Korkie ont démontré que les estimateurs de $\bar{S}h$ et $\bar{T}r$, soit $\bar{S}h$ -chapeau et $\bar{T}r$ -chapeau, sont distribués suivant une loi normale :

$$\bar{S}h \text{ - chapeau} \sim N(\bar{S}h, \bar{\Theta}) \quad \text{et} \quad \bar{T}r \text{ - chapeau} \sim N(\bar{T}r, \bar{\tau})$$

où $\bar{\Theta}$ est la matrice de variance-covariance dont chaque élément Θ_{ij} est :

$$\begin{aligned} \Theta_{ij} = & \frac{1}{T} \left[\sigma_P^2 \sigma_i \sigma_j - \sigma_{jP} \sigma_P \sigma_i - \sigma_{iP} \sigma_P \sigma_j + \sigma_P^2 \sigma_{ij} + \frac{1}{2} \mu_i \mu_j \sigma_P^2 \right. \\ & - \frac{\mu_P \mu_j}{4 \sigma_P \sigma_i} (\sigma_{iP}^2 + \sigma_i^2 \sigma_P^2) - \frac{\mu_P \mu_i}{4 \sigma_P \sigma_j} (\sigma_{jP}^2 + \sigma_j^2 \sigma_P^2) \\ & \left. + \frac{\mu_P^2}{4 \sigma_i \sigma_j} (\sigma_{ij}^2 + \sigma_i^2 \sigma_j^2) \right] \quad i, j = 1, 2, \dots, P-1 \end{aligned}$$

et $\bar{\tau}$ est la matrice de variance-covariance dont chaque élément τ_{ij} est :

$$\begin{aligned} \tau_{ij} = & \frac{1}{\sigma_m^4 T} \left[\sigma_{Pm}^2 \sigma_{ij} - \sigma_{im} \sigma_{Pm} \sigma_{jP} - \sigma_{Pm} \sigma_{iP} \sigma_{jm} + \sigma_{im} \sigma_{jm} \sigma_P^2 + \mu_P^2 \sigma_{ij} \sigma_m^2 \right. \\ & - \mu_P \mu_i \sigma_{jP} \sigma_m^2 - \mu_P \mu_j \sigma_{iP} \sigma_m^2 + \mu_i \mu_j \sigma_P^2 \sigma_m^2 - \sigma_{Pm}^2 \mu_j \mu_i - \sigma_{im} \sigma_{jm} \mu_P^2 \\ & \left. + \sigma_{im} \sigma_{Pm} \mu_j \mu_P + \sigma_{jm} \sigma_{Pm} \mu_i \mu_P \right] \quad i, j = 1, 2, \dots, P-1 \end{aligned}$$

Pour vérifier les hypothèses nulles $H_0 : \bar{S}h = 0$ et $H_0 : \bar{T}r = 0$, deux tests sont possibles. Le premier utilise les formes quadratiques

$\bar{S}h'\bar{\Theta}^{-1}\bar{S}h$ et $\bar{T}r'\bar{\tau}^{-1}\bar{T}r$ qui suivent une distribution chi-carrée avec $P-1$ degrés de liberté. Le deuxième se sert des statistiques :

$$\frac{Z_s}{\sqrt{\bar{e}'\bar{\Theta}\bar{e}}} \text{ et } \frac{Z_T}{\sqrt{\bar{e}'\bar{\tau}\bar{e}}}$$

où

$$Z_s = \sum_{i=1}^{P-1} Z_{sh_{ip}} \sim N(0, \bar{e}'\bar{\Theta}\bar{e}) \text{ et } Z_T = \sum_{i=1}^{P-1} Z_{Tr_{ip}} \sim N(0, \bar{e}'\bar{\tau}\bar{e})$$

et \bar{e} est un vecteur unité.

Nous utiliserons dans cette étude les mesures de performance de Sharpe et de Treynor, l'indice de Jensen dans sa forme SML avec les extensions de Smith-Tito et de Black-Treynor, ainsi que les tests bivariés et multivariés de Jobson et Korkie.

2. LES DONNÉES D'ANALYSE

Les données utilisées pour cette étude proviennent du *Financial Post Mutual Fund Database*. Notre souci étant d'analyser le plus grand nombre possible de fonds mutuels sur une période suffisamment longue, l'arbitrage entre la taille de l'échantillon et la période à couvrir nous a conduit à retenir 226 fonds mutuels canadiens dont les données mensuelles sont disponibles entre le 1^{er} juillet 1981 et le 31 septembre 1987, soit une période de 75 mois. Nous avons voulu éviter la période de volatilité excessive lors du krach boursier d'octobre 1987 et la période, à compter de 1988, où les six grandes banques canadiennes se sont lancées dans l'établissement et la vente de fonds mutuels sans frais de commission. La venue des banques dans le marché canadien des fonds mutuels a eu des conséquences marquantes sur la structure de ce marché dont, notamment, l'abandon par certains fonds mutuels de leurs commissions et pour d'autres l'adoption d'une structure d'escompte sur les commissions en fonction du montant investi. Au surplus, la pénétration des courtiers exécutants (ou à escompte) dans le marché des fonds mutuels, également vers 1988, a accéléré les effets que nous avons notés. Parmi les 226 fonds mutuels de notre échantillon, 98 (soit 43,36 %) ne chargent aucun frais de commission, 35 fonds imposent des commissions allant de 0,1 % à 7,5 % et 93 fonds mutuels exigent des frais de commission compris entre 8 % et 9 %.

Farrell (1974) a montré que, même à niveau de risque identique, deux fonds mutuels ne réagissent pas de la même façon aux fluctuations du marché; l'objectif et la stratégie de diversification d'un fonds peuvent constituer des variables assez importantes de réaction. Aussi, pour effectuer la comparaison de la performance de différents fonds mutuels, est-il nécessaire de s'assurer d'une homogénéité relative de ces fonds. À cet effet, des groupes de fonds mutuels

semblables, sauf en ce qui concerne les commissions à la souscription, ont été constitués afin de comparer les fonds mutuels entre eux à l'intérieur de leur groupe. Pour la constitution de ces groupes homogènes, six caractéristiques des fonds mutuels ont été considérées :

- (1) La nature ou l'objectif des fonds mutuels ;
- (2) la taille des fonds mutuels ;
- (3) le taux de croissance de l'actif ;
- (4) les frais de gestion ;
- (5) le taux de distribution de dividende ;
- (6) la proportion d'actifs étrangers.

La partie A du tableau 1 présente la répartition des fonds mutuels de l'échantillon. Il convient de noter que 73 (soit 52,5 %) des 139 fonds d'actions ordinaires chargent des commissions d'au moins 8 %. Suivant leur nature, 4 groupes de fonds mutuels ont été constitués : les fonds d'actions ordinaires, les fonds équilibrés et de dividendes, les fonds d'obligations et du marché monétaire, les fonds hypothécaires et du marché des métaux précieux. La taille du fonds mutuel est mesurée par la valeur nette totale de l'actif au 31 septembre 1987 et varie entre 1,307 et 324,630 millions de dollars. Les fonds mutuels ont été subdivisés en deux catégories presque égales : ceux dont la taille est supérieure à 15 millions de dollars et ceux dont la taille est inférieure ou égale à 15 millions de dollars. Le taux de croissance des actifs varie entre -0,97 % et 6,94 %, et nous avons subdivisé les fonds mutuels en deux classes presque égales, à savoir, ceux dont le taux de croissance mensuel de l'actif est supérieur à 3,5 % et ceux dont ce taux n'excède pas 3,5 %. Les fonds mutuels de l'échantillon ont des ratios moyens de distribution de dividende compris entre 0 et 24,3 %. Les fonds mutuels dont le taux moyen de distribution est nul sont séparés de ceux ayant un taux positif. Exprimés en pourcentage de la valeur de l'actif total, les frais de gestion des fonds mutuels de l'échantillon varient entre 0 et 3,3 %, avec une forte concentration autour de 1,5 %⁵. Nous avons distingué les fonds qui prélèvent des frais de gestion supérieurs à 1,5 % de l'actif de ceux dont le taux est inférieur ou égal à 1,5 %. La part des titres non canadiens contenus dans le portefeuille d'un fonds mutuel varie entre 0 % pour les fonds investissant exclusivement dans des titres canadiens et 100 % pour les fonds de titres étrangers. Les fonds dont la proportion d'actifs étrangers excède 10 % (fonds non éligibles aux régimes d'avantages fiscaux) sont séparés de ceux qui disposent de moins de 10 % de leur actif en titres étrangers.

5. Seul le fonds mutuel dont le code d'identité est «W 1», exige des frais de gestion de 8,8 % ce qui le démarque nettement des autres fonds mutuels.

TABLEAU 1

DISTRIBUTION DES FONDS MUTUELS SUIVANT LEUR OBJECTIF
ET LEUR NIVEAU DE RISQUE SYSTÉMATIQUE

Types de fonds mutuels (partie A), et classe de risque systématique β (partie B)	Nombre de fonds mutuels ($t =$ taux de commission)			
	$t = 0 \%$	$0,1 \% \leq t < 8 \%$	$8 \% \leq t \leq 9 \%$	Total
A : Distribution des fonds mutuels selon leur objectif				
E : Fonds d'actions ordinaires	47	19	73	139
T : Fonds d'obligations	24	7	12	43
V : Fonds hypothécaires	14	2	2	18
B : Fonds équilibrés	7	4	3	14
M : Fonds du marché monétaire	5	1	0	6
D : Fonds de dividendes	1	2	1	4
P : Fonds de métaux précieux	0	0	2	2
Total	98	35	93	226
B : Distribution des fonds mutuels selon leur risque systématique				
] -0,2 - 0,0]	9	7	9	25
] 0,0 - 0,2]	54	25	60	139
] 0,2 - 0,4]	15	1	15	31
] 0,4 - 0,6]	7	2	3	12
] 0,6 - 0,8]	7	0	2	9
] 0,8 - 1,1]	6	0	4	10
Total	98	35	93	226

Les critères de répartition ont conduit à 128 groupes (soit 4×2^5) dont 39 sont constitués d'au moins deux fonds mutuels, 13 d'un seul fonds et 85 d'aucun fonds. Les 39 cellules de plus d'un fonds mutuel, comprenant au total 213 fonds, seront retenues pour les analyses multivariées, alors que pour l'analyse bivariée par rapport au marché et pour le calcul des mesures traditionnelles de performance, l'ensemble des 226 fonds mutuels constituera notre échantillon d'analyse.

Pour chaque fonds mutuel et à chaque mois, le rendement mensuel en excédent du rendement sans risque, soit $R_{pt} - R_{ft}$, est calculé, où R_{pt} est le rendement total du fonds p obtenu en tenant compte des dividendes versés et des facteurs de fractionnement. L'indice TSE 300 a été retenu comme portefeuille de marché à l'instar de la plupart des études empiriques canadiennes, entre autres, Bishara (1987), Cadsby et Kisko (1987), et Grant (1976). Les bons du Trésor à 91 jours du gouvernement canadien ont servi de titre sans risque.

3. L'ANALYSE DES RÉSULTATS

Nous avons calculé le risque systématique de chaque fonds mutuel et les résultats sont présentés dans la partie B du tableau 1. On remarque que le niveau de risque systématique est faible : près du 3/4 des fonds mutuels de l'échantillon ont un bêta inférieur à 0,2. Ces résultats sont similaires à ceux des études de Grant (1976) au Canada, et de Kon et Jen (1979) aux États-Unis, qui ont révélé le niveau relativement faible du risque systématique des fonds mutuels. D'autre part, ces résultats peuvent s'expliquer par notre définition d'un rendement sans risque qui n'est pas stationnaire, mais variable de mois en mois.

L'alpha de Jensen et ses extensions de Smith-Tito et de Black-Treynor, de même que les indices de Sharpe et de Treynor, ont été calculés pour chaque fonds mutuel⁶. La distribution de fréquence des indices de Jensen, de Smith-Tito et de Black-Treynor pour les 226 fonds mutuels est présentée au tableau 2. Les coefficients alpha de Jensen se situent entre -0,015 et 0,014, avec une moyenne de 0,0015. La moyenne (écart-type) des indices de Jensen est de 0,0019 (0,0039) pour les 93 fonds mutuels exigeant au moins 8 % de frais de commission et de 0,0013 (0,0027) pour les 98 fonds mutuels sans frais de commission. Il convient de souligner, au niveau des extrémités de la distribution des indices de Jensen, l'importance des fonds mutuels exigeant des frais de commission d'au moins 8 %. En effet, contrairement aux fonds sans frais de commission, on remarque que près de 27 % des fonds d'au moins 8 % de frais de commission ont des indices de Jensen négatifs et que 30 % ont des indices supérieurs à 0,004.

La partie B du tableau 2 présente l'indice de Smith-Treynor qui prend en compte le risque systématique dans l'appréciation de l'alpha de Jensen. Pour l'ensemble des fonds mutuels, cet indice varie entre -1,27 et 1,00 avec une moyenne de 0,021. La moyenne (écart-type) de l'indice de Smith-Treynor est de 0,020 (0,15) pour les fonds sans frais de commission et de 0,016 (0,16) pour les fonds qui chargent au moins 8 % de frais de commission. La distribution des fonds mutuels suivant leur indice de Black-Treynor est présentée dans la partie C du tableau 2. Comme pour l'indice de Jensen, on retrouve dans les extrémités de la distribution des indices de Black-Treynor, une proportion importante de fonds mutuels avec au moins 8 % de frais de commission. La

6. Les résultats pour tous les fonds mutuels de l'échantillon sont disponibles et peuvent être obtenus sur demande auprès des auteurs.

moyenne (écart-type) des indices de Black-Treynor est de 0,026 (0,39) pour les fonds sans frais de commission et de 0,053 (0,09) pour les fonds qui exigent au moins 8 % de frais de commission.

TABLEAU 2

DISTRIBUTION DES FONDS MUTUELS SUIVANT LEURS INDICES DE JENSEN,
DE SMITH-TITO ET DE BLACK-TRAYNOR

Classes d'indices de Jensen (partie A), de Smith-Tito (partie B), et de Black- Treynor (partie C)	Nombre de fonds mutuels (t = taux de commission)			
	$t = 0 \%$	$0,1 \% \leq t < 8 \%$	$8 \% \leq t \leq 9 \%$	Total
A : Distribution des fonds mutuels selon leur indice de Jensen				
] -0,015 – -0,002]	5	4	10	19
] -0,002 – 0,000]	9	4	15	28
] 0,000 – 0,002]	34	11	12	57
] 0,002 – 0,004]	39	5	28	72
] 0,004 – 0,006]	9	10	13	32
] 0,006 – 0,015]	2	1	15	18
Total	98	35	93	226
B : Distribution des fonds mutuels selon leur indice de Smith-Tito				
] -1,175 – -0,500]	2	0	1	3
] -0,500 – 0,000]	31	15	36	82
] 0,000 – 0,025]	43	10	25	78
] 0,025 – 0,050]	11	5	14	30
] 0,050 – 0,100]	4	2	11	17
] 0,100 – 1,000]	7	3	6	16
Total	98	35	93	226
C : Distribution des fonds mutuels selon leur indice de Black-Treynor				
] -0,400 – -0,055]	9	5	13	27
] -0,055 – 0,000]	8	4	18	30
] 0,000 – 0,045]	18	7	9	34
] 0,045 – 0,090]	28	5	15	48
] 0,090 – 0,145]	21	11	24	56
] 0,145 – 1,400]	14	3	14	31
Total	98	35	93	226

Les résultats relatifs à l'indice de Sharpe (tableau 3) indiquent que les fonds mutuels de l'échantillon ont en moyenne assuré aux porteurs de parts, au cours de la période allant de janvier 1981 à juin 1987, une rémunération excédentaire par unité de risque total de 0,06. Le fonds mutuel le plus performant a obtenu un rendement excédentaire par unité de risque de 0,46, alors que le moins performant se retrouve avec un rendement de $-0,3$ par unité de risque. La moyenne (écart-type) de l'indice de Sharpe est de 0,056 (0,092) pour les 93 fonds mutuels exigeant au moins 8 % de frais de commission et de 0,075 (0,085) pour les 98 fonds mutuels sans frais de commission. Au cours de la même période, le marché a réalisé un rendement excédentaire par unité de risque de 0,045.

TABLEAU 3

DISTRIBUTION DES FONDS MUTUELS SUIVANT LEURS INDICES
DE SHARPE ET DE TRAYNOR

Classes d'indices de Sharpe (partie A), et de Treynor (partie B)	Nombre de fonds mutuels (t = taux de commission)			
	$t = 0$ %	$0,1$ % $\leq t < 8$ %	8 % $\leq t \leq 9$ %	Total
A : Distribution des fonds mutuels selon leur indice de Sharpe				
] -0,400 - -0,055]	7	5	10	22
] -0,055 - 0,000]	5	6	16	27
] 0,000 - 0,045]	15	4	12	31
] 0,045 - 0,090]	32	6	17	55
] 0,090 - 0,145]	25	11	25	61
] 0,100 - 0,500]	14	3	13	30
Total	98	35	93	226
B : Distribution des fonds mutuels selon leur indice de Treynor				
] -1,275 - -0,050]	8	7	5	20
] -0,050 - 0,000]	12	5	28	45
] 0,000 - 0,025]	51	7	27	85
] 0,025 - 0,050]	15	11	14	40
] 0,050 - 0,100]	4	2	11	17
] 0,100 - 1,200]	8	3	8	19
Total	98	35	93	226

Les indices de Treynor se situent entre $-1,28$ et $1,2$. La moyenne des rendements excédentaires réalisés par l'ensemble des fonds mutuels est de 0,027 par unité de risque systématique. Au cours de la même période, le prix du risque de marché s'est situé à 0,002. La moyenne (écart-type) de l'indice de Treynor est de

0,024 (0,183) pour les 93 fonds mutuels exigeant au moins 8 % de frais de commission et de 0,023 (0,168) pour les 98 fonds mutuels sans frais de commission.

En procédant à un classement des fonds mutuels par ordre de grandeur des indices de Smith-Tito, de Black-Treynor, de Sharpe et de Treynor, notre objectif est de rechercher l'existence d'une certaine relation de dépendance entre la place occupée par chaque fonds mutuel et le niveau de commission exigée⁷. Les résultats de cette analyse sont consignés dans le tableau 4. Dans ce tableau, les places occupées au classement des fonds mutuels sont présentées dans les colonnes (indice j) et les classes de taux de commission sur les lignes (indice i). Chaque élément C_{ij} du tableau donne le nombre de fonds mutuels exigeant des commissions au taux de la i -ème classe (0 %, 0,1 à 7,5 %, plus de 8 %), classés au j -ème rang (20 premiers, 21e au 50e, etc.). Par exemple, la cellule $C_{11} = 9$ de la partie A du tableau 4 indique que 9 des fonds mutuels sans frais de commission (ligne 1) se retrouve parmi les 20 premiers fonds mutuels (colonne 1) au classement des indices de Smith-Tito. Il est assez intéressant de lire le tableau 4 soit par ligne, soit par colonne. Par exemple, la colonne 1 (partie A du tableau 4) montre que, parmi les 20 premiers fonds mutuels du classement de Smith-Tito, 9 ne chargent aucune commission, 5 exigent des commissions dont le taux est compris entre 0,1 % et 7,5 %, et 6 chargent des commissions d'au moins 8 %.

Avec un risque d'erreur de 5 %, l'hypothèse d'indépendance de l'exigence de frais de commission et du classement des fonds mutuels, suivant leur indice de Smith-Tito, est rejetée comme l'indique la statistique chi-carré de la partie A du tableau 4. En considérant le nombre de fonds mutuels imposant au moins 8 % de frais de commission qu'on retrouve parmi les fonds les moins performants d'après l'indice de Smith-Tito (35 des 93 fonds à frais de commission des plus élevés se retrouvent parmi les 76 fonds de piètre performance), il n'y a aucune évidence que les fonds avec des frais de commission élevés ont réalisé des performances supérieures à celles des fonds sans frais de commission.

7. Pour la mesure de performance de Jensen, les tests de signification des coefficients alpha de Jensen (dont les résultats sont présentés au tableau 5) permettront d'examiner la relation entre performance mesurée par l'indice de Jensen et l'exigence des commissions des fonds mutuels.

TABLEAU 4

TAUX DE COMMISSION ET CLASSEMENT DES FONDS MUTUELS SUIVANT
LES INDICES DE SMITH-TITO, DE BLACK-TRAYNOR, DE SHARPE ET DE TREYNOR

Taux de commission	Classement des fonds mutuels				
	1 – 20	21 – 50	51 – 100	100 – 150	100 – 150
Classement suivant l'indice de Smith-Tito					
0 %	9	7	28	28	26
0,1 % – 7,5 %	5	4	6	5	15
8,0 % – 9,0 %	6	19	16	17	35
Chi-carré = 17,72 df = 8 Niveau de signification = 0,023					
Classement suivant l'indice de Black-Treynor					
0 %	9	12	20	30	27
0,1 % – 7,5 %	1	5	10	5	14
8,0 % – 9,0 %	10	13	20	15	35
Chi-carré = 10,374 df = 8 Niveau de signification = 0,239					
Classement suivant l'indice de Sharpe					
0 %	11	11	20	31	25
0,1 % – 7,5 %	1	6	9	5	14
8,0 % – 9,0 %	8	13	21	14	37
Chi-carré = 13,60 df = 8 Niveau de signification = 0,093					
Classement suivant l'indice de Treynor					
0 %	9	7	27	27	28
0,1 % – 7,5 %	3	7	7	6	12
8,0 % – 9,0 %	8	16	16	17	36
Chi-carré = 11,25 df = 8 Niveau de signification = 0,188					

Le niveau de signification du coefficient de corrélation chi-carré de Pearson étant, aussi bien dans le cas des classements suivant l'indice de Black-Treynor (23,9 %), de Sharpe (9,3 %), ou de Treynor (18,8 %), supérieur à 5 %, il s'ensuit que l'hypothèse d'indépendance des deux variables (rang au classement et niveau de taux de commission) ne peut être rejetée. Autrement dit, qu'un fonds mutuel occupe les premières places au classement ou qu'il soit parmi les moins performants constituent des événements indépendants de l'exigence ou non des commissions à la souscription.

Le tableau 5 présente les caractéristiques de tous les fonds mutuels à rendement anormal d'après la mesure de performance de Jensen, c.-à-d. les fonds dont l'alpha de Jensen est statistiquement différent de zéro⁸. À un degré de confiance de 97,5 %, cinq fonds mutuels ont réalisé une performance supérieure à celle qui serait justifiée par leur niveau de risque. Parmi ces fonds mutuels, trois n'exigent des investisseurs aucune commission alors que les deux autres requièrent 9 % de frais de commission. Lorsque le niveau de confiance est porté à 95 %, on retrouve six autres fonds mutuels à performance significativement anormale. Parmi eux, deux fonds à 9 % de commission et un troisième sans frais de commission figurent au-dessus de la droite de marché. Les trois derniers, moins performants que ne justifie leur niveau de risque, se répartissent en un fonds sans frais de commission et deux fonds exigeant respectivement 0,5 % et 9 % de frais de commission. En définitive, sur les 226 fonds mutuels de l'échantillon, seulement 5,3 % ont, selon la mesure de performance de Jensen, réalisé des rendements anormaux (à 5 % de risque d'erreur), dont 8 sur-performants et 3 sous-performants. Dans les deux catégories, on retrouve autant de fonds sans commission qu'avec commission. Tout en prenant en considération les effectifs dans les deux groupes de fonds mutuels, avec et sans frais de commission, il est impossible de voir dans les résultats des mesures de performance de Jensen une relation quelconque entre l'exigence des frais de commission élevés et la performance des fonds mutuels.

8. Les codes d'identité sont ceux utilisés par le *Financial Post Mutual Funds Database*. Sur demande, les auteurs peuvent fournir l'identité des fonds mutuels.

TABLEAU 5
FONDS MUTUELS À RENDEMENT ANORMAL
D'APRÈS LA MESURE DE PERFORMANCE DE JENSEN

Identité	Type	Taux de commission	Risque systématique	Alpha de Jensen	t de Student
A 1	E	9,00	0,215	1,37E-02	2,004*
A 2	M	0,00	0,003	3,15E-04	2,656*
A 8	T	9,00	-0,098	8,09E-03	2,319*
A 9	E	9,00	0,196	7,90E-03	1,669**
C 17	E	0,00	0,953	-1,04E-02	-1,780**
C 40	T	0,00	-0,009	5,41E-03	2,108*
C 52	E	0,00	0,620	3,89E-03	2,729*
C 63	E	0,00	0,756	2,85E-03	1,899**
C 88	M	0,00	0,002	-3,60E-04	-1,748**
D 3	E	0,50	0,085	-1,27E-02	-1,906**
U 12	E	9,00	-0,031	1,07E-02	1,955**
W 1	E	6,00	0,193	-1,47E-02	-2,428*

* Résultats significatifs à 5 % de risque d'erreur

** Résultats significatifs à 10 % de risque d'erreur

En utilisant les mesures de Sharpe et de Treynor, les tests bivariés de Jobson et Korkie sont appropriés pour apprécier le degré de signification de la différence entre la performance de deux portefeuilles. Nous avons évalué la différence entre la performance de chaque fonds mutuel et celle d'un repère commun, le portefeuille de marché dont le TSE 300 constitue la meilleure mesure instrumentale⁹. Les résultats de cette analyse, consignés au tableau 6, montrent qu'en se fondant sur la mesure de performance de Sharpe, aucun fonds mutuel n'a réalisé de performance significativement supérieure à celle du marché, à un risque d'erreur de 5 %. Par contre, les tests indiquent qu'à un degré de confiance de 90 %, 11 fonds mutuels ont réalisé une performance inférieure à celle du marché. Parmi ces fonds mutuels, on retrouve sept fonds sans frais de commission et quatre avec des commissions allant de 0,5 % à 9 %.

9. Les détails des résultats sont disponibles auprès des auteurs.

TABLEAU 6

RÉSULTATS DES TESTS BIVARIÉS DE JOBSON-KORKIE: FONDS MUTUELS À PERFORMANCE SIGNIFICATIVEMENT DIFFÉRENTE DE CELLE DU MARCHÉ

Identité	Type	Taux de commission	Bêta	Z_{Shim}	Z_{Trim}
A 1	E	9,00	0,215	1,645**	2,018*
A 2	M	0,00	0,003	-14,432*	2,674*
A 8	T	9,00	-0,098	0,461	2,335*
A 9	E	9,00	0,196	0,783	1,681**
C 6	M	1,00	-0,012	-3,067*	-0,657
C 17	E	9,00	0,953	-2,140*	-1,790**
C 40	T	0,00	-0,009	0,023	2,122*
C 52	E	0,00	0,620	0,853	2,748*
C 53	M	0,00	0,004	-12,968*	-0,734
C 63	E	0,00	0,756	0,899	1,910**
C 64	M	0,00	0,303	-3,975*	-0,343
C 88	M	0,00	0,002	-8,097*	-1,761**
D 3	E	0,50	0,085	-1,823**	-1,919**
G 16	M	0,00	0,111	-4,345*	0,191
M 16	V	0,00	0,079	-2,079*	1,283
M 19	V	0,00	0,077	-2,132*	1,091
U 12	E	9,00	-0,031	0,979	1,968*
W 1	E	6,00	0,193	-2,188*	-2,445*

* Résultats significatifs à 5 % de risque d'erreur

** Résultats significatifs à 10 % de risque d'erreur

En utilisant la mesure de performance de Treynor, les tests de Jobson et Korkie montrent que six fonds mutuels ont réalisé une performance significativement supérieure à celle du marché, à un risque d'erreur de 5 %. Parmi ces six fonds mutuels, trois exigent 9 % de frais de commission alors que les trois autres n'en exigent aucun. Un fonds a réalisé une performance inférieure à celle du marché au niveau de confiance de 95 %. À ce fonds mutuel s'ajoutent 3 autres, lorsqu'une erreur de 10 % est tolérée. Parmi ces fonds mutuels, trois exigent respectivement des frais de commission de 0,5 %, 6 % et 9 %, alors qu'un seul fonds n'exige pas de frais de commission.

Il convient de souligner la similarité des résultats obtenus en utilisant la mesure de performance de Jensen (tableau 5) ou le test Z de Jobson et Korkie fondé sur la mesure de performance de Treynor (dernière colonne du tableau 6). En effet, on note que les 12 fonds mutuels dont les rendements se sont avérés anormaux, d'après l'indice de Jensen, réalisent des performances significativement différentes de la performance générale du marché d'après les tests bivariés de Jobson et Korkie basés sur l'indice de Treynor. Par contre, le tableau 6 révèle la très grande différence entre les mesures de performance de Sharpe et de Treynor. Par exemple, le fonds mutuels A2 a réalisé, d'après le test Z de Sharpe, une performance inférieure à celle du marché, alors que le test Z de Treynor conduit à un résultat opposé. On retrouve également des fonds mutuels dont la performance ne se révèle significativement différente de celle du marché qu'avec le test Z de Sharpe ou avec celui de Treynor. Les divergences entre les résultats basés sur le test Z de Sharpe et celui de Treynor peuvent s'expliquer par l'importance accordée par l'indice de Sharpe aux deux composantes de risque des fonds mutuels — risques systématique et idiosyncratique. L'utilisation du même repère considérant exclusivement le risque systématique des fonds mutuels — par exemple, la droite de marché des titres — justifierait la similarité des résultats basés sur l'indice de Jensen et le test Z de Treynor.

Pour tester l'hypothèse jointe de l'égalité de performance de plusieurs fonds mutuels à caractéristiques semblables — c.-à-d. les 39 groupes homogènes que nous avons construits — avec le portefeuille de marché, les tests multivariés de Jobson et Korkie fondés sur les mesures de Sharpe et de Treynor ont été effectués. Les résultats de l'analyse multivariée sont présentés dans le tableau 7. À un niveau de confiance de 90 %, aucune statistique Z de Sharpe n'est significative : avec six caractéristiques communes, les fonds mutuels ne réalisent pas de performance significativement différente, alors qu'ils peuvent différer en termes de commission exigée.

Le résultat des tests de la statistique Z de Sharpe est corroboré par celui des tests de la statistique chi-carré de Sharpe. En effet, aucune valeur expérimentale de la statistique chi-carré n'est supérieure à la valeur critique correspondante à un degré de confiance de 95 %. Même à un degré de confiance de 90 %, seul le groupe 26 présente un chi-carré de 6,822 à trois degrés de liberté ce qui, comparé à la valeur critique de 6,251, conduit au rejet de l'hypothèse d'égalité de la performance des fonds mutuels de la cellule et de celle du marché. Notons que le groupe 26 comprend trois fonds d'obligations, notamment les fonds A 8 et C 55 qui exigent 9 % de frais de commission, et le fonds P 21 dont le taux de commission est de 5 %¹⁰.

10. La performance du fonds mutuel A 8 s'est révélée d'une part anormale suivant la mesure de performance de Jensen, d'autre part significativement supérieure à celle du marché suivant le test bivarié des indices de Treynor.

TABLEAU 7

RÉSULTATS DES TESTS MULTIVARIÉS:
STATISTIQUES Z ET CHI-CARRÉ DE SHARPE ET DE TRAYNOR

Groupes	Degrés de liberté	Z de Sharpe	χ^2 de Sharpe	Z de Treynor	χ^2 de Treynor
1	4	-0,412	1,033	-0,185	0,986
2	4	-0,669	0,898	-0,572	0,941
3	5	-0,453	1,099	-0,228	0,809
4	15	-1,005	18,430	-1,433	25,766**
5	4	0,030	0,504	0,753	1,473
6	9	0,588	11,730	1,298	50,419**
7	5	0,571	1,256	-0,476	490,659**
8	2	1,108	1,284	2,090**	4,593
9	2	1,089	1,815	2,012**	5,921*
10	15	0,134	5,346	0,864	20,313
11	14	0,747	5,521	2,466**	69,530**
12	6	-0,663	3,615	-0,578	3,952
13	12	-0,746	13,103	-0,840	14,351
14	15	0,312	10,455	0,818	146,156**
15	5	0,205	0,924	1,035	2,812
16	3	0,534	0,702	1,200	2,096
17	3	0,298	3,217	0,732	5,808
18	4	-0,015	4,433	0,427	3,731
19	7	0,378	1,655	1,337	7,191
20	4	-0,676	0,511	-0,660	0,882
21	3	-0,661	2,061	-0,589	1,841
22	4	0,310	0,695	0,973	1,714
23	2	0,526	0,281	1,180	1,493
24	2	1,123	2,096	1,330	4,539
25	3	0,138	0,343	0,939	1,762
26	3	0,135	6,822*	0,814	8,363**
27	9	0,439	3,234	1,503	31,902**
28	2	0,518	0,686	1,253	1,930
29	6	-0,547	3,970	-0,383	5,539
30	6	0,023	6,148	0,745	12,244*
31	8	0,619	4,920	1,409	102,050**
32	7	0,587	1,793	1,501	22,573**
33	3	0,272	0,438	0,702	7,216*
34	2	-0,114	0,014	0,291	0,137
35	2	0,728	1,621	1,284	4,768
36	4	0,391	2,564	0,955	19,500**
37	3	0,518	2,067	1,200	94,886**
38	3	0,956	1,059	1,928*	10,816
39	2	0,769	1,666	1,319	5,346*

* Niveau de confiance de 90 %

** Niveau de confiance de 95 %

Fondés sur la mesure de Treynor, les tests multivariés utilisant la statistique Z conduisent au rejet de l'hypothèse d'égalité des performances des fonds mutuels de trois groupes (à un degré de confiance de 95 %) et d'un quatrième groupe lorsque la marge d'erreur admise est de 10 % (tableau 7). Les trois premiers groupes contiennent des fonds d'actions qui se distinguent d'une part, par leur taille modeste (actif total inférieur à 150 millions de dollars) associée à une forte croissance (supérieure à 3,5 %), d'autre part par leur niveau de frais de commission. À l'exception du fonds M 2 (du groupe 8), les fonds mutuels des trois groupes exigent des frais de commission d'au moins 5 %, avec une prédominance des fonds exigeant 9 % de frais de commission. Le quatrième groupe comprend trois fonds mutuels (du type fonds hypothécaires) dont seul le fonds J 5 charge 5 % de frais de commission.

Par contre, en se fondant sur les statistiques chi-carré de Treynor, l'hypothèse d'égalité des performances est rejetée pour 12 groupes de fonds mutuels à 5 % d'erreur (tableau 7). Le tableau 8 présente les caractéristiques de ces 12 groupes de fonds mutuels qui se sont démarqués du marché ou entre eux. On remarque tout d'abord qu'aucun groupe de fonds mutuels de type « fonds équilibrés », « fonds à revenu » ou « fonds de dividendes » ne se retrouvent parmi ces groupes. Ensuite, on note qu'il n'y a vraiment pas de spécificités communes à ces 12 groupes de fonds mutuels. Toutefois, il se dégage un fort taux de croissance et une politique de distribution de dividende positive attachés à ces groupes de fonds mutuels qui, en général, détiennent moins de 10 % d'actifs étrangers. Les 12 groupes sont constitués de 83 fonds mutuels dont 33 exigent des commissions d'au moins 8 %, 36 fonds sans aucune commission et 14 fonds mutuels à frais de commission variant entre 0,1 % et 6 %.

Il est important de noter que les résultats des tests de chi-carré de la mesure de Treynor sont à considérer avec beaucoup de réserve. En effet, Jobson et Korkie (1981) ont effectué des simulations qui montrent que pour les tests multivariés, le test du chi-carré de la mesure de Sharpe constitue la procédure optimale, alors que le test du chi-carré de la mesure de Treynor ne possède qu'une faible puissance pour les petits échantillons. Par conséquent, nous retiendrons principalement les résultats des tests de chi-carré de la mesure de Sharpe, à savoir l'inexistence de différences significatives de performance entre les fonds mutuels des groupes constitués.

TABLEAU 8

CARACTÉRISTIQUES DES CELLULES DE FONDS MUTUELS À PERFORMANCE
DISTINCTIVE D'APRÈS LE TEST DE LA STATISTIQUE CHI-CARRÉ DE TRAYNOR

Groupe	Nature	Taille millions	Croissance	Gestion	Dividende	Actif étrangers
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
4	E	≤ 150 \$	≤ 3,5 %	> 1,5 %	> 0	< 10 %
6	E	≤ 150 \$	> 3,5 %	≤ 1,5 %	> 0	< 10 %
7	E	≤ 150 \$	> 3,5 %	≤ 1,5 %	> 0	< 10 %
11	E	≤ 150 \$	> 3,5 %	> 1,5 %	> 0	> 10 %
14	E	> 150 \$	> 3,5 %	≤ 1,5 %	= 0	< 10 %
26	MT	≤ 150 \$	> 3,5 %	≤ 1,5 %	> 0	< 10 %
27	MT	≤ 150 \$	> 3,5 %	≤ 1,5 %	> 0	< 10 %
31	MT	> 150 \$	> 3,5 %	≤ 1,5 %	= 0	< 10 %
32	MT	> 150 \$	> 3,5 %	≤ 1,5 %	> 0	< 10 %
36	VP	> 150 \$	≤ 3,5 %	≤ 1,5 %	> 0	< 10 %
37	VP	> 150 \$	≤ 3,5 %	> 1,5 %	> 0	< 10 %
38	VP	> 150 \$	> 3,5 %	≤ 1,5 %	= 0	< 10 %

NOTES:

- (1) E : Fonds d'actions ordinaires ;
MT : Fonds du marché monétaire et fonds d'obligations ;
VP : Fonds hypothécaires et fonds de métaux précieux.
- (2) Actif total de chaque fonds mutuel de la cellule.
- (3) Taux de croissance des actifs des fonds mutuels de la cellule.
- (4) Taux de frais de gestion.
- (5) Taux de distribution moyen de dividende.
- (6) Proportion d'actifs étrangers.

CONCLUSION

À la recherche des raisons pouvant justifier la coexistence de fonds mutuels avec et sans frais de commission, nous avons retenu l'hypothèse que le niveau des taux de commission constitue un signal destiné à transmettre de l'information sur la qualité des gestionnaires de fonds mutuels. Aussi, s'impose la comparaison de performance des fonds avec et sans frais de commission. Pour effectuer les comparaisons de performance, nous avons utilisé, en plus des mesures traditionnelles de performance de portefeuilles, les mesures de Jensen, de Sharpe et de Treynor, des tests de différences de performance développés par Jobson et Korkie (1981). Les données sur 226 fonds mutuels canadiens ont fait l'objet de l'étude empirique couvrant 75 mois.

Les résultats montrent qu'il n'y a aucune relation significative entre l'exigence de frais de commission et la performance des fonds mutuels. En d'autres termes, les fonds mutuels qui exigent des frais de commission ne réalisent pas de performances significativement différentes de la performance des fonds sans frais de commission. De cette étude, il ressort que dans l'ensemble, les fonds mutuels n'arrivent pas à afficher une performance supérieure à celle du marché, ce qui confirme les résultats des précédentes études sur les fonds mutuels¹¹. Alors que dans les études antérieures ce résultat conduisait à conclure à l'efficacité des marchés, le fait que les fonds mutuels exigeant des frais de commission ne réalisent pas de performance significativement supérieure à celle des fonds sans frais de commission jette des doutes sur l'efficacité du marché ou sur la rationalité des investisseurs.

Le critère de performance, par rapport aux éléments de frais de commission et de gestion dans le choix d'un fonds mutuel, a toujours été privilégié comme on peut le lire dans *Consumer Guide* (1988 : 14) : « *Loads, fees, and expenses can be considerable, but most financial professionals suggest that the performance of the fund, not the costs, should be the primary consideration when choosing a fund* ». La présente étude, en révélant une différence non significative entre la performance des fonds sans frais de commission et ceux qui chargent jusqu'à 9 % de commission, invitent l'investisseur à considérer, dans ses critères de sélection des fonds mutuels canadiens, la commission de souscription qui peut atteindre des montants importants.

BIBLIOGRAPHIE

- ACHOUR, D., BROWN, R., et ROY, Y. (1984), « Investment Performance of Canadian Real Estate Stocks Using Sharpe's Performance Index », *Managerial and Decision Economics*, Septembre : 183-186.
- BISHARA, A. (1987), « *Evaluation of the Performance of Canadian Mutual Funds (1967-1984)* », Compte-rendu congrès ASAC : 13-22.
- CADSBY, C.B., et KISKO, C. (1987), « Evaluating Performance of Canadian Media and Communications Stocks Using Jobson and Korkie Significance Tests », *Canadian Journal of Administrative Sciences*, Septembre : 294-301.
- CALVET, A.L., et LEFOLL, J. (1980), « The CAPM under Inflation and the Performance of Canadian Mutual Fund », *Journal of Business Administration*, Automne, n°1 : 107-117.
- CHANG, E.C., et LEWELLEN, W.G. (1986), « An Arbitrage Pricing Approach to Evaluating Mutual Fund Performance », *The Journal of Financial Research*, Spring : 15-30.

11. Voir, par exemple, Kon et Jen (1979), Henriksson (1984), Chang et Lewellen (1986), Grinblatt et Titman (1988, 1989). Parmi les études canadiennes, on peut consulter Grant (1976), Calvet et Lefoll (1980) et Bishara (1987).

- CHEN, N., COPELAND, T.E., et MAYERS, D. (1987), « A Comparison of Single and Multifactor Portfolio Performance Methodology », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 22 (4) : 401-418.
- COGGIN, D., FABBOZI, F., et RAHMAN, S. (1993), « The Investment Performance of U.S. Equity Pension Fund Managers : An Empirical Investigation », *Journal of Finance*, Juillet : 1039-1055.
- CONNOR, G., et KORAJCZYK, R. (1986), « Performance Measurement with Arbitrage Pricing Theory : A New Framework Analysis », *Journal of Financial Economics*, Mars : 373-394.
- CONSUMER GUIDE (1988), « *Top Performing Mutual Funds* », Publications International, Ltd, Lincolnwood, Ill.
- CUMBY, R., et GLEN, J. (1990), « Evaluating the Performance of International Mutual Funds », *Journal of Finance*, Juin : 497-521.
- DHRYMES, P., FRIEND, I., et GULTEKIN, B. (1984), « A Critical Reexamination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory », *Journal of Finance*, Juin : 323-346.
- FAMA, E.F. (1991), « Efficient Capital Markets II », *Journal of Finance*, Décembre : 1575-1613.
- FARRELL, J.L. (1974), « Analyzing Covariation of Returns to Determine Homogeneous Stock Groupings », *Journal of Business*, vol. 47 (2) : 186-207.
- GILLES, C., et LEROY, S.F. (1991), « On the Arbitrage Pricing Theory », *Economic Theory*, vol. 1, : 213-229.
- GRANT, D. (1976), « Investment Performance of Canadian Mutual Funds : 1960-1974 », *Journal of Business Administration*, vol. 8, n°1, Automne : 1-10.
- GRINBLATT, M., et TITMAN, S. (1988), « *The Evaluation of Mutual Funds Performance : An Analysis of Monthly Returns* », Cahier de recherche, UCLA Graduate School of Management, Mars : 38 pages.
- GRINBLATT, M., et TITMAN, S. (1989), « Mutual Fund Performance : An Analysis of Quarterly Portfolio Holdings », *Journal of Business*, 1989, vol. 62, n°3 : 393-416.
- HENRIKSSON, R.D. (1984), « Market Timing and Mutual Fund Performance : An Empirical Investigation », *Journal of Business*, 1984, vol. 57, n°1 : 73-96.
- IPPOLITO, R.A. (1989), « Efficiency with Costly Information : A Study of Mutual Fund Performance, 1965-1984 », *Quarterly Journal of Economics*, Février : 1-23.
- JENSEN, M.C. (1968), « The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964 », *Journal of Finance*, Mai : 389-416.
- JOBSON, J.D., et KORKIE, B.M. (1981), « Performance Hypothesis Testing with Sharpe and Treynor Measures », *Journal of Finance*, Septembre : 889-909.
- JOBSON, J.D., et KORKIE, B.M. (1982), « Potential Performance and Tests of Portfolio Efficiency », *Journal of Financial Economics*, vol. 10 (4) : 433-466.

- KON, S.J., et JEN, F.C. (1979), « The Investment Performance of Mutual Funds : An Empirical Investigation of Timing, Selectivity and Market Efficiency », *Journal of Business*, 1979, vol. 52, n°2 : 263-289.
- LEHMANN B.N., et MODEST, D.M. (1987), « Mutual Fund Performance Evaluation : A Comparison of Benchmarks and Benchmark Comparisons », *Journal of Finance*, Juin : 233-266.
- LEROY, S.F. (1989), « Efficient Capital Markets and Martingales », *Journal of Economic Literature*, Décembre : 1583-1621.
- PETERSON, D., et RICE, M. (1980), « A Note on Ambiguity in Portfolio Performance Measures », *Journal of Finance*, Décembre : 1251-1256.
- POITEVIN, M. (1989), « *Information et Marchés Financiers* », Document de travail, Département des Sciences économiques, Université de Montréal : 49 pages.
- REINGANUM, M.R. (1981), « Misspecification of Capital Asset Pricing : Empirical Anomalies Based on Earning' Yield and Market Values », *Journal of Financial Economics*, n°9 : 19-46.
- REISMAN, H. (1992), « Reference Variables, Factor Attributes, and the Approximate Multibeta Representation », *Journal of Finance*, Septembre 1992 : 1303-1314.
- ROLL, R. (1978), « Ambiguity When Performance is Measured by the Security Market Line », *Journal of Finance*, Septembre : 1051-1069.
- ROLL, R. (1980), « Performance Evaluation and Benchmark Errors I », *Journal of Portfolio Management*, vol. 6 (4) : 5-12.
- ROLL, R. (1977), « A Critic of the Pricing Theory's Tests », *Journal of Financial Economics*, Mars : 879-888.
- ROLL, R. (1981), « Performance Evaluation and Benchmark Errors II », *Journal of Portfolio Management*, vol. 7 (2) : 17-22.
- SHANKEN, J. (1982), « The Arbitrage Pricing Theory : Is It Testable ? », *Journal of Finance*, Décembre : 1129-1140.
- SHANKEN, J. (1992), « The Current State of the Arbitrage Pricing Theory », *Journal of Finance*, Septembre : 1569-1574.
- SHARPE, W. (1966), « Mutual Fund Performance », *Journal of Business*, Janvier : 119-138.
- SMITH, K.V., et TITO, D. (1969), « Risk-Return Measures of Ex-Post Portfolio Performance », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 4 (4) : 449-471.
- TREYNOR, J.L. (1965), « How to Rate Management of Investment Funds », *Harvard Business Review*, Janvier-Février : 63-75.
- TREYNOR, J.L., et BLACK, F. (1973), « How to Use Security Analysis to Improve Portfolio Selection », *Journal of Business*, Janvier : 66-86.