



Chaire Desjardins  
en finance responsable

par

Coggins, Frank  
Beaulieu, Marie-Claude  
Gendron, Michel

# Incidence des mesures de risque conditionnelles et quotidiennes sur la performance des fonds communs d'obligations

## CAHIER DE RECHERCHE

# Incidence des mesures de risque conditionnelles et quotidiennes sur la performance des fonds communs d'obligations \*

Frank Coggins<sup>1</sup>

Marie-Claude Beaulieu<sup>2</sup>

Michel Gendron<sup>3</sup>

*JEL classifications* : G11, G23

**Keywords** : Conditional Performance Evaluation, Conditional Risk Measures, Daily Performance, GARCH models.

---

<sup>1</sup> Département de finance, Faculté des sciences de l'administration, Sherbrooke University, 2500 Boulevard Université, Sherbrooke (Quebec), J1K 2R1, Canada. Email : [Frank.Coggins@usherbrooke.ca](mailto:Frank.Coggins@usherbrooke.ca), Tel : (819) 821-8000, ext. 5156.

<sup>2</sup> Département de finance et assurance, Faculté des sciences de l'administration, Pavillon Palasis-Prince, Laval University, Quebec (Quebec), G1K 7P4, Canada. Email : [Marie-Claude.Beaulieu@fas.ulaval.ca](mailto:Marie-Claude.Beaulieu@fas.ulaval.ca) Tel : (418) 656-2926.

<sup>3</sup> Département de finance et assurance, Faculté des sciences de l'administration, Pavillon Palasis-Prince, Laval University, Quebec (Quebec), G1K 7P4, Canada. Email : [Michel.Gendron@fas.ulaval.ca](mailto:Michel.Gendron@fas.ulaval.ca) , Tel : (418) 656-7380.

\* Les auteurs remercient Stéphane Chrétien, Susan Christoffersen, Wayne Ferson, Ieuan G. Morgan et Patrick Savaria ainsi que les participants de l'Association des Sciences de l'Administration du Canada (ASAC 2004) et des séminaires de l'Université Laval et de l'Université de Sherbrooke pour leurs précieux commentaires. L'appui financier de l'Institut de Finance Mathématique de Montréal (IFM2), de la Chaire en assurance l'Industrielle-Alliance, de la Social Sciences and Humanities Research Council of Canada (SSHRC) et du Fonds québécois de la recherche sur la société et la culture (FQRSC) a été grandement appréciée. L'auteur responsable de la correspondance est Frank Coggins.

# **Incidence des mesures de risque conditionnelles et quotidiennes sur la performance des fonds communs d'obligations \***

## **RÉSUMÉ**

Cette étude traite de l'incidence d'évaluer la performance des fonds communs d'obligations avec des mesures de risque conditionnelles. Nous comparons formellement le niveau des mesures de performance ainsi que les classements des fonds communs entre trois paramétrisations du risque, soit deux conditionnelles et une inconditionnelle. La première paramétrisation conditionnelle s'appuie sur l'approche proposée par Ferson et Schadt (1996) alors que la deuxième estime les seconds moments par une paramétrisation GARCH bivariée. Nos résultats révèlent que la proportion de performances significatives liées à la synchronisation des investissements en obligations diminue significativement lorsqu'une paramétrisation GARCH bivariée est appliquée. Une estimation quotidienne du risque plus adéquate peut ainsi faire disparaître la perception d'une performance anormale.

## 1. INTRODUCTION

Une recension de la littérature sur les mesures de performance des fonds communs révèle que très peu d'études se sont attardées spécifiquement à l'évaluation de la performance de fonds communs d'obligations. S'intéresser à l'évaluation de la performance de ce type de fonds peut pourtant se justifier de plusieurs façons. D'abord, la faible proportion des études traitant de la performance des fonds d'obligations dans la littérature financière ne représente ni la croissance de leur valeur des actifs nette ni leur part de marché dans l'industrie des fonds communs. Les statistiques sur les fonds communs américains présentées par l'*Investment Company Institute* indiquent que la forte popularité des fonds communs notée pendant les années 1990 s'est traduite par un accroissement de la valeur des actifs nette des fonds d'obligations de 318 % lors de la dernière décennie, tout en représentant près de 15% de la valeur total des fonds communs américains comparativement à 50% pour les fonds d'actions<sup>1</sup>.

Ensuite, la modélisation des rendements d'obligations s'appuie généralement sur un nombre limité de facteurs de risque dont le pouvoir explicatif est plus élevé que celui des modèles appliqués à des rendements d'actions. Par exemple, Litterman et Scheikman (1991) constatent que seulement trois facteurs peuvent suffire pour expliquer en moyenne plus de 95% des rendements d'une obligation alors que 5 ou 7 facteurs n'expliquent qu'entre 30 et 50 % des rendements d'une action [Burmeister et McElroy (1988)].

Blake, Elton et Gruber (1993, 1995) comptent parmi les rares études à mesurer spécifiquement la performance des fonds communs d'obligations. Leurs résultats sont semblables à ceux généralement obtenus dans la littérature sur les mesures de performance de fonds communs, soit que ces derniers s'avèrent sous performants par rapport aux indices de marché. En fait, non seulement la majorité de leurs fonds étudiés obtiennent des alphas négatifs mais la majorité des alphas significatifs sont aussi négatifs. Les paramétrisations utilisées ont toutefois le défaut de supposer que l'exposition aux diverses sources de risque est constante pour toute la durée de l'évaluation de la performance. Pourtant, la gestion active, l'évolution de la composition d'un portefeuille attribuable aux variations des valeurs des titres financiers et les changements des paramètres de risque des titres financiers altèrent le risque d'un portefeuille et constituent autant d'arguments qui militent en faveur d'une modélisation temporelle du risque sur une fréquence de calcul des rendements élevée.

Dans cet esprit, certaines études ont analysé la performance des fonds communs en tenant compte de l'évolution temporelle de leur exposition au risque. Alors que Treynor et Mazuy proposaient dès 1966 de mesurer l'aptitude des gestionnaires à synchroniser leur bêta de portefeuille avec la prime de marché en ajoutant un terme quadratique au CAPM, très peu d'études sur la performance des fonds d'obligations ont ajouté ce terme quadratique à leur processus générateur de rendements. Or, la gestion active de la durée ou de la convexité qui représente respectivement une approximation de premier ordre et de second ordre de la sensibilité de la valeur d'un portefeuille d'obligations aux variations de taux d'intérêt justifie pourtant cet ajout. Ce terme quadratique permet en effet de vérifier

l'aptitude des gestionnaires à opter pour une durée plus élevée (faible) que leur portefeuille de référence lorsque la courbe de taux d'intérêt diminue (augmente) parallèlement. Ce terme quadratique permet aussi de mesurer la capacité des gestionnaires à choisir une convexité plus élevée que celle de leur portefeuille de référence lors d'un fort déplacement en parallèle, à la hausse ou à la baisse, de la courbe des taux d'intérêt. Somme toute, le coefficient lié au terme quadratique mesure l'aptitude des gestionnaires de fonds à opter pour une exposition au risque de variations de taux d'intérêt qui majore leur performance comparativement à celle induite à leur indice de référence.

Plus récemment, Ferson et Schadt (1996) soulignaient qu'une stratégie d'investissement fructueuse qui peut être effectuée à partir d'information publique ne devrait pas être perçue comme une performance supérieure des gestionnaires. Une analyse qualitative de leurs résultats indique que le conditionnement des bêtas des fonds communs d'actions fait généralement mieux paraître les gestionnaires que lorsque le risque est supposé constant. Silva, Cortez et Armada (2002) ont quant à eux adapté l'approche de Ferson et Schadt (1996) à l'évaluation de la performance des fonds communs d'obligations de différents pays européens. Leurs mesures de performance indiquent que les fonds communs sont en général sous-performants par rapport à leur indice de référence mais qu'une mesure de performance conditionnelle les fait mieux paraître qu'une mesure inconditionnelle. Gallagher et Jarnecic (2002) obtiennent aussi des résultats similaires pour des fonds communs d'obligations australiennes. Ferson, Henry et Kisgen (2006) étudient la performance conditionnelle de fonds d'obligations américains à l'aide de facteurs

d'escompte stochastiques et montrent aussi que les gestionnaires sous performent leurs indices de référence.

Les paramétrisations GARCH, introduites par Engle (1982) et Bollerslev (1986), s'avèrent des outils d'estimation fort puissants pour estimer les seconds moments des rendements des portefeuilles en fonction de l'information publique [Kroner et Ng (1998)] et constituent ainsi une alternative à la paramétrisation conditionnelle du risque proposée par Ferson et Schadt (1996). Les paramétrisations bivariées ont d'ailleurs l'avantage de conditionner sur l'information publique à la fois le bêta et le risque spécifique des fonds communs. De plus, l'information publique telle que définie par les paramétrisations GARCH inclut toute l'information publique contenue dans les termes d'erreur passés. Enfin, les paramétrisations GARCH définissent l'exposition aux différentes sources de risque en tenant compte de l'information publique observée non seulement à la période précédente mais à toutes les périodes passées. En définissant récursivement les seconds moments estimés avec une paramétrisation GARCH, ces derniers peuvent ainsi s'écrire en fonction de tous les termes d'erreur passés, soit sous la forme d'un ARCH( $\infty$ ).

Busse (1999) a été un des premiers à la fois à intégrer une volatilité GARCH aux mesures de performance à la Jensen et à mesurer cette performance avec des rendements quotidiens. Son objectif consiste toutefois à vérifier l'aptitude des gestionnaires de fonds communs à synchroniser leurs investissements avec la volatilité quotidienne du marché qui est estimée entre autres avec la paramétrisation GARCH exponentielle. Les résultats

de Bollen et Busse (2001) indiquent par ailleurs qu'une évaluation inconditionnelle de la performance sur une fréquence quotidienne révèlent plusieurs performances de fonds qui sont significativement différentes de leur indice de référence. Les résultats de Coggins, Beaulieu et Gendron (2009) suggèrent cependant que l'application de mesures de performance conditionnelle de type GARCH avec des données quotidiennes diminue de façon significative la proportion de performances jugées anormales, telles qu'obtenues avec l'approche inconditionnelle.

Sommes toutes, ces résultats indiquent qu'une évaluation de la performance quotidienne qui relativise par des mesures de risque estimées pour chacune des sous périodes d'évaluation serait plus adéquate que celle qui suppose un risque constant. L'objectif de cette étude consiste d'abord à définir deux mesures de performance conditionnelles quotidiennes pour des fonds communs d'obligations, l'une qui s'appuie sur l'approche de Ferson et Schadt (1996) et l'autre sur une paramétrisation BEKK des mesures de risque [Engle et Kroner (1995)]. Nous comparons ensuite les mesures de performance de Jensen (1968) et de Treynor et Mazuy (1966) entre les différentes paramétrisations du risque notamment à l'aide du test non paramétrique de Friedman (1920). La prochaine section présente le contexte théorique des mesures de performance conditionnelles.

## **2. CONTEXTE THÉORIQUE**

L'hypothèse que les anticipations des investisseurs sont constantes sur une longue période est peu plausible. La divulgation de nouvelles informations sur l'économie en générale ou



sur certaines industries peut changer le risque relatif des entreprises ainsi que leur rendement espéré. Il est d'ailleurs reconnu dans la littérature financière que tant les anticipations des investisseurs et que les seconds moments des titres financiers varient temporellement.

Dans ce contexte, plusieurs auteurs dont Bollerslev, Engle et Wooldridge (1988) et Jagannathan et Wang (1996) ont étudié des versions conditionnelles du CAPM en définissant les rendements et le bêta du portefeuille  $p$  en fonction de l'information publique  $F_{t-1}$ . Dans cet esprit, on peut écrire le CAPM conditionnel comme suit<sup>2</sup>:

$$E(r_{p,t} | F_{t-1}) = \beta_{pm}(F_{t-1}) \cdot E(r_{m,t} | F_{t-1}) \quad (1)$$

où  $\beta_{pm}(F_{t-1})$  correspond au bêta du portefeuille qui est une fonction de l'information publique passée.  $E(r_{p,t} | F_{t-1})$  représente l'espérance conditionnelle à l'information publique  $[F_{t-1}]$  du rendement excédentaire au taux sans risque du portefeuille  $p$  alors que  $E(r_{m,t} | F_{t-1})$  est l'espérance conditionnelle à  $F_{t-1}$  de la prime de marché. La prochaine section définit les différentes mesures de performance conditionnelles et inconditionnelles qui sont analysées dans cette étude.

### 3. ÉVALUATION DE LA PERFORMANCE AVEC DES MESURES DE RISQUE INCONDITIONNELLES ET CONDITIONNELLES

Nos versions empiriques des mesures de performance conditionnelles et inconditionnelles de Jensen (1968) et de Treynor et Mazuy (1966) tiennent compte de certaines caractéristiques observées dans les séries de rendements financiers. Deux variables de contrôle sont ajoutées afin de tenir compte de l'effet lundi et de l'autocorrélation des rendements. La variable  $lundi_t$  contrôle pour la propension des dirigeants d'entreprises à annoncer leurs mauvaises nouvelles lorsque les marchés sont fermés [French (1980)]. Cette variable prend la valeur un lors du premier jour ouvrable de la semaine et zéro autrement. Une variable dépendante retardée d'une période,  $r_{p,t-1}$  ou  $r_{m,t-1}$  selon le cas, contrôle pour la non synchronisation des transactions [Lo et MacKinlay (1990)].

#### 3.1 Alpha de Jensen avec une paramétrisation inconditionnelle du risque

En s'appuyant sur la version inconditionnelle de (2.1) et en ajoutant des termes liés à l'effet lundi, à l'autocorrélation des rendements et aux rendements extrêmes, nous estimons l'alpha de Jensen à partir du processus générateur de rendements<sup>3</sup> suivant :

$$r_{p,t} = \alpha_p^{I1} + \beta_{p1}r_{m,t} + \beta_{p3}lundi_t + \beta_{p4}r_{p,t-1} + u_{p,t} \quad (2)$$

où  $u_{p,t} \sim N(0, \sigma_{u_p}^2)$ . Alors que les coefficients  $\beta_{p3}$  et  $\beta_{p4}$  tiennent compte respectivement de l'effet lundi et de l'autocorrélation des rendements du fonds commun, l'alpha de Jensen correspond à  $\alpha_p^{II}$ . Sous l'hypothèse nulle que la gestion active du fonds commun  $p$  ne présente pas une meilleure performance que la moyenne du marché,  $\alpha_p^{II} = 0$ . Par contre, un  $\alpha_p^{II}$  significativement positif (négatif) à zéro révèle une performance du fonds  $p$  supérieure (inférieure) à la moyenne des investisseurs.

### 3.2 Alpha de Jensen conditionnel de Ferson et Schadt (1996)

À la manière de Ferson et Schadt (1996), nous estimons le bêta des fonds communs  $[\beta_{pm,t}(F_{t-1})]$  défini en (2.1) par une fonction linéaire de variables macroéconomiques  $[z_{t-1}]$ . L'approche proposée par Ferson et Schadt (1996) nécessite ainsi de présélectionner un certain nombre de variables d'information  $z_{t-1}$ <sup>4</sup>. En s'appuyant sur les résultats de Gallagher et Jarnecic (2002) et Silva, Cortez et Armada (2002) qui traitent de la performance conditionnelle des fonds d'obligations, les variables d'information utilisées dans cette étude sont les suivantes : le taux de rendement à terme du bon du Trésor américain échéant dans trois mois, une prime de liquidité [l'écart entre le taux de rendement à terme d'une obligation gouvernementale américaine échéant dans dix années et celui du bon du Trésor échéant dans trois mois], une prime défaut [la différence entre le taux de rendement à terme d'une obligation de qualité BAA et celui d'une obligation de qualité AAA] et le rendement excédentaire au taux sans risque d'un indice boursier américain [Indice CRSP dont les titres sont pondérés selon leur valeur]. En tenant compte

de l'effet lundi, de l'autocorrélation des rendements et de certains rendements extrêmes, le processus générateur de rendements associé à la mesure de performance de Ferson et Schadt devient :

$$r_{p,t} = \alpha_p^{FS1} + b_{0p} r_{m,t} + B'_{pm} (z_{t-1} \otimes r_{m,t}) + \beta_{p3} lundit + \beta_{p4} r_{p,t-1} + v_{p,t} \quad (3)$$

où  $v_{p,t} \sim N(0, \sigma_{v_p}^2)$ . Ainsi,  $b_{0p}$  est le coefficient associé au bêta moyen du portefeuille  $p$  alors que  $B'_p$  représente le vecteur de coefficients qui mesure la sensibilité du bêta au vecteur de variables d'information  $z_{t-1}$ .  $\alpha_p^{FS1}$  correspond à l'alpha de Jensen associé à la spécification conditionnelle de Ferson et Schadt (1996). Un gestionnaire qui n'utilise que l'information publique mesurée par  $z_{t-1}$  se voit ainsi attribuer une performance nulle, soit un  $\alpha_p^{FS1}$  égal à zéro. Par contre, si le gestionnaire réussit à choisir les meilleurs titres compte tenu de l'information publique, l'alpha conditionnel à la Ferson et Schadt (1996) devrait être significativement supérieur à zéro. La prochaine section traite de la version empirique de l'alpha de Jensen lorsque les seconds moments sont estimés conditionnellement avec la paramétrisation BEKK bivariée<sup>5</sup>.

### 3.3 Alpha de Jensen conditionnel avec des mesures de risque BEKK

À partir du modèle théorique décrit en (2.1), l'évaluation de la performance dont le risque est estimé par une paramétrisation GARCH bivariée s'appuie sur un système d'équations

représenté par (3.3), (3.4) et (3.5). Les équations (3.3) et (3.4) décrivent respectivement les processus générateurs de la prime de marché ( $m$ ) et de rendements du portefeuille ( $p$ ), et (3.5) définit la matrice des seconds moments des termes d'erreur.

De cette manière, tant le bêta du portefeuille  $p$  qui est mesuré par le ratio de la covariance conditionnelle  $[h_{pm,t}]$  sur la variance conditionnelle de la prime de marché  $[h_{m,t}]$  que le risque spécifique  $[h_{p,t}]$  du portefeuille  $p$  sont des fonctions de l'information publique agrégée dans les termes d'erreur passés. L'estimation de ces seconds moments est obtenue avec la paramétrisation BEKK bivariée qui est à la fois l'une des plus utilisés et l'une des plus générales. Les processus générateurs de rendements de  $m$  et  $p$  s'écrivent alors comme suit :

$$r_{m,t} = \alpha_m + \beta_{m3}lundi + \beta_{m4}r_{m,t-1} + \varepsilon_{m,t} \quad (4)$$

$$r_{p,t} = \alpha_p^{BEKK1} + \frac{h_{pm,t}}{h_{m,t}}(r_{m,t} - \varepsilon_{m,t}) + \beta_{p3}lundi_t + \beta_{p4}r_{p,t-1} + \varepsilon_{p,t} \quad (5)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{m,t} & h_{pm,t} \\ h_{pm,t} & h_{p,t} \end{bmatrix} = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'A + B'H_{t-1}B \quad (6)$$

où  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{m,t}, \varepsilon_{p,t})' \sim N(0, H_t)$ .  $H_t$  est la matrice des seconds moments conditionnels des termes d'erreur de  $p$  et  $m$ .  $\beta_{i3}$  et  $\beta_{i4}$  sont les coefficients associés à l'effet lundi et à la

variable dépendante retardée du portefeuille  $p$  (pour  $j = 1, \dots, J_p$ ).  $\alpha_m$  est la constante dans l'équation de rendements du portefeuille de marché alors que  $\alpha_p^{BEKK1}$  correspond à l'alpha de Jensen lorsque les seconds moments sont estimés avec la première paramétrisation BEKK. De cette manière, la corrélation positive (négative) entre le bêta conditionnel à cette information publique et la prime de marché ne peut se traduire par un alpha positif (négatif).

Concernant la matrice des seconds moments, nous définissons  $C$  telle une matrice triangulaire supérieure  $2 \times 2$  dont les paramètres sont liés à l'effet de la constante,  $B$  une matrice symétrique  $2 \times 2$  dont les paramètres sont liés à l'effet GARCH,  $A$  une matrice symétrique  $2 \times 2$  dont les paramètres sont liés à l'effet ARCH. La prochaine section traite de l'application du terme quadratique de Treynor et Mazuy (1966) à l'évaluation de la performance des fonds communs d'obligations.

### **3.4 Le terme quadratique de Treynor et Mazuy (1966)**

Afin d'étudier l'aptitude des gestionnaires de fonds communs d'obligations à changer leur exposition au risque de variation de taux d'intérêt, nous ajoutons le terme quadratique de Treynor et Mazuy (1966) aux équations de rendements des fonds communs pour chacune des paramétrisations du risque. Les processus générateurs de rendements de la paramétrisation inconditionnelle (3.1), de la paramétrisation de Ferson et Schadt (3.2) et de la paramétrisation BEKK (3.4) deviennent respectivement :

$$r_{p,t} = \alpha_p^{I2} + \beta_{p1}r_{m,t} + \beta_{p5}^{I2}r_{m,t}^2 + \beta_{p3}r_{p,t-1} + \beta_{p4}lundi_t + u_{p,t} \quad (7)$$

$$r_{p,t} = \alpha_p^{FS2} + b_{0pm}r_{m,t} + B'_{pm}(z_{t-1} \otimes r_{m,t}) + \beta_{p5}^{FS2}r_{m,t}^2 + \beta_{p3}r_{p,t-1} + \beta_{p4}lundi_t + v_{p,t} \quad (8)$$

$$r_{p,t} = \alpha_p^{BEKK2} + \frac{h_{pm,t}}{h_{m,t}}(r_{m,t} - \varepsilon_{m,t}) + \beta_{p5}^{BEKK2}r_{m,t}^2 + \beta_{p3}r_{p,t-1} + \beta_{p4}lundi_t + \varepsilon_{p,t} \quad (9)$$

Ces formulations permettent de tester l'hypothèse nulle que la sélectivité<sup>6</sup> des titres par les gestionnaires du fonds  $p$  n'améliore pas leur performance [ $\alpha_p^i = 0$ ] et ensuite l'hypothèse nulle que ces gestionnaires ne choisissent une exposition aux variations de taux d'intérêt plus profitable que celle induite de leur indice de référence [ $\beta_{p5}^i = 0$ ] [pour  $i = I2, FS2, BEKK2$ ]. Un  $\alpha_p^i$  ou un  $\beta_{p5}^i$  significativement positif indique respectivement que les gestionnaires ont choisi de meilleurs titres que ceux inclus dans le portefeuille de référence ou qu'ils ont opté pour une exposition au risque plus profitable que celle à partir de leur indice de référence. La section suivante présente les données utilisées dans notre étude.

### 3.5 Les données

Nous étudions les rendements quotidiens des fonds communs d'obligations sur la période débutant le 05/01/1995 et se terminant le 31/12/1999, pour un total de 1302 observations qui proviennent de la banque de données de Datastream. Des contraintes de calculs liées à

la complexité des systèmes d'équations à estimer ont amené à limiter notre étude à 20 fonds communs d'obligations. Afin de vérifier si les résultats sont similaires d'un type de fonds à l'autre, nous divisons notre échantillon en deux groupes selon la classification proposée par Morningstar [CD-ROM 1998], soit dix fonds communs d'obligations gouvernementales et dix fonds communs d'obligations d'entreprises choisis aléatoirement. Les fonds communs sont d'abord évalués par rapport à un indice de marché obligataire global et ensuite par rapport à un indice de marché spécialisé selon leur catégorie d'investissement. Les valeurs des indices de référence obligataires proviennent de Lehman Brothers, soit l'indice de marché obligataire global [Lehman Brothers Credit / Government], un indice d'obligations gouvernementales [Lehman Brothers Government / Intermediate Term] ainsi qu'un indice d'obligations d'entreprises [Lehman Brothers Credit / Intermediate Term]. Le taux sans risque correspond au rendement à terme du bon du Trésor échéant dans trois mois. Puisque l'objet de cette thèse consiste à comparer l'évaluation de la performance selon différentes paramétrisations du risque, les conclusions tirées de notre analyse ne devraient pas être influencées par le biais de survivance de notre échantillon de fonds communs. Afin de ne pas alourdir le texte, nous ne présentons dans cette version de l'étude le sommaire statistique des rendements des fonds communs et des indices de marché d'obligations utilisés dans cette étude. Les prochaines sections discutent des principaux résultats de cette étude.

### **3.6 Résultats des modèles conditionnels et inconditionnels**



La prochaine sous section traite des estimations des coefficients liés au risque pour la paramétrisation BEKK alors que les autres sections analysent les mesures de performance selon les différentes paramétrisations du risque. Plus spécifiquement, nous analysons les alphas de Jensen et les mesures de performance de Treynor et Mazuy des fonds communs d'obligations estimés avec la paramétrisation inconditionnelle, la paramétrisation de Ferson et Schadt (1996) et la paramétrisation BEKK<sup>7</sup>.

### 3.6.1 Mesures de performance de Jensen

Lorsque le portefeuille de référence est l'indice de marché obligataire global de Lehman et Brothers, les résultats du tableau 1 montrent que 85 % des fonds obtiennent des alphas positifs lorsque les mesures de risque sont inconditionnelles ou estimées à la Ferson et Schadt alors que cette proportion s'élève à 90 % lorsque le risque est estimé avec une paramétrisation BEKK. De plus, la proportion de performance significativement positive [à un niveau de confiance de 95%] s'élève à 40 %, 50 % et 30 % pour respectivement les  $\alpha_p^{I1}$ ,  $\alpha_p^{FS1}$ , et les  $\alpha_p^{BEKK1}$ . À l'exception de la paramétrisation BEKK, notons aussi que la moyenne des statistiques t en valeur absolue des alphas est significative à un intervalle de confiance de plus de 95 %.

Insérez tableau 1 ici

Puisque ces fonds ont été choisis au hasard et que nous supposons qu'ils représentent bien la population des fonds communs d'obligations gouvernementales et d'obligations d'entreprises, il est peu probable qu'une si forte majorité de fonds communs obtiennent une performance anormale par rapport à leur indice de marché. Ces fortes proportions d'alphas significatifs suggèrent plutôt que le choix du portefeuille de référence global de Lehman et Brothers ne soit pas approprié ou que nos processus générateurs de rendements puissent être mal spécifiés. Notons que Blake, Elton et Gruber (1993) concluent aussi que ce portefeuille de référence semble inadéquat pour évaluer la performance des fonds communs d'obligations puisqu'il s'avère être le seul indice de référence à indiquer une performance moyenne positive parmi tous leurs modèles étudiés.

Par conséquent, le tableau 2 présente la performance de ces fonds communs par rapport à un indice de référence spécialisé pour chacun des groupes de fonds communs, soit l'indice de Lehman Brothers d'obligations gouvernementales et l'indice Lehman Brothers d'obligations d'entreprises. Le tableau 1 présente les résultats agrégés des alphas pour chaque paramétrisation du risque. Alors que 70 % des fonds obtiennent des alphas inconditionnels et des alphas conditionnels à la Ferson et Schadt (1996) qui sont positifs, cette proportion augmente à 80 % avec la paramétrisation BEKK. Le nombre de mesures de performance significativement différentes de zéro [à 95%] est toutefois plus faible que précédemment, ce qui explique qu'aucune des moyennes des statistiques  $t$  en valeur absolue n'est significative. La paramétrisation de Ferson et Schadt attribue une performance significativement positive [à 95%] à 20 % des fonds comparativement à 15 % et à 10 % des fonds pour les paramétrisations inconditionnelles et BEKK

respectivement. Cette proportion diminue à 5 % dans le cas des alphas significativement négatifs [à 95%] peu importe la paramétrisation du risque. À la lumière de ces résultats, il semble qu'en moyenne les fonds communs aient mieux performer que leur indice de référence et ce constat s'applique aux trois paramétrisations du risque.

Insérez le tableau 2 ici

Afin de formaliser notre analyse, nous comparons les distributions des statistiques  $t$  des alphas entre les différentes paramétrisations du risque à l'aide du test non paramétrique de Friedman (1920)<sup>8</sup>. D'abord, le tableau 3 indique les résultats des tests de Friedman sur le niveau des mesures de performance selon les différentes paramétrisations du risque. Les résultats du test de Friedman révèlent que les fonds n'obtiennent pas une performance significativement supérieure [à 95%] avec l'une ou l'autre des paramétrisations du risque. Notons toutefois que la proportion de fonds qui obtient sa meilleure évaluation avec la paramétrisation BEKK est de 50 %, comparativement à 40 % pour la paramétrisation de Ferson et Schadt et 10 % pour la paramétrisation inconditionnelle. Ensuite, à l'aide du test de Friedman, nous vérifions si les classements des fonds communs sont semblables pour chacune des paramétrisations du risque. Ce test qui n'est pas présenté dans cette version de l'étude indique que les classements sont similaires peu importe la paramétrisation du risque utilisée. Ce résultat est similaire à celui obtenu par Blake, Elton et Gruber (1993) pour des fonds communs d'obligations mais se distinguent de ceux des études sur les fonds communs d'actions dont les classements varient selon l'approche préconisée

[Lehman et Modest (1988), Grinblatt et Titman (1994)]. La prochaine section traite des résultats liés à la performance de Treynor et Mazuy (1966).

Insérez le tableau 3 ici

### **3.6.2 Mesures de performance de Treynor et Mazuy**

À partir des équations (3.6), (3.7) et (3.8) qui s'appuient sur différentes paramétrisations du risque, nous mesurons l'aptitude des gestionnaires de fonds à sélectionner les meilleurs titres et à changer leur exposition au risque afin de majorer leur performance par rapport à leur indice de référence de Lehman et Brothers spécialisé. Le tableau 4 montre les distributions en coupe transversale des statistiques  $t$  des mesures de performance selon la paramétrisation du risque. Une première section indique les résultats liés à la mesure de sélectivité alors que la deuxième s'attarde à la mesure de synchronisation des fonds communs.

Insérez le tableau 4 ici

En ce qui concerne la mesure de sélectivité, les résultats du tableau 4 montrent qu'entre 65 % et 70 % des fonds obtiennent un  $\alpha$  positif pour les différentes paramétrisations du risque. Le ratio du nombre d' $\alpha$ s significativement positifs [à 95 %] sur le nombre d' $\alpha$ s significativement négatifs [à 95 %] est de 3 pour la paramétrisation BEKK alors qu'elle est de 1 et 1,33 pour la paramétrisation de Ferson et Schadt et inconditionnelle

respectivement. Il semble que la paramétrisation BEKK favorise davantage les gestionnaires de fonds communs que les autres paramétrisations du risque pour la mesure de sélection des titres. Notons aussi que la paramétrisation BEKK n'accorde des performances significativement différentes de zéro [à 95 %] qu'à 20 % des fonds comparativement à 50 % et à 35 % pour les paramétrisations de Ferson et Schadt et inconditionnelle respectivement. Il est possible qu'une meilleure estimation du risque permette non seulement de mieux mesurer l'aptitude des gestionnaires à choisir les meilleurs titres mais aussi de diminuer le nombre de fonds dont la performance est jugée anormale.

En matière de synchronisation des investissements, le ratio du nombre de  $\beta_{p5}$  significativement positifs [à 95%] sur le nombre significativement négatifs est de 2,3 pour la paramétrisation de Ferson et Schadt et de 0,9 pour la paramétrisation inconditionnelle alors qu'il n'y a pas de cas significativement positif pour la paramétrisation BEKK. Même si la mesure de performance liée à la synchronisation des investissements fait mieux paraître les gestionnaires lorsque le risque est estimé avec la paramétrisation de Ferson et Schadt (1996), ce type de modèle semble toutefois montrer un problème de spécification puisque 50 % des fonds réalisent une performance anormale [significative à 95%]. Notons que 65 % des fonds communs obtiennent aussi une mesure de synchronisation significative [à 95%] avec la paramétrisation inconditionnelle alors que cette proportion diminue plutôt à 25 % lorsque les mesures de risque sont estimées avec la paramétrisation BEKK. Ceci peut s'expliquer par une meilleure estimation temporelle du risque avec cette

approche. Ce résultat est semblable à celui de Coggins, Beulieu et Gendron (2009) qui révèle que la paramétrisation BEKK diminue la proportion de performance significative liée au timing pour les fonds d'actions.

À l'aide du test de Friedman (1920), le tableau 5 compare formellement les mesures de performance de sélectivité et de synchronisation entre les différentes paramétrisations du risque. Nos résultats ne rejettent pas que les rangs des statistiques  $t$  des alphas selon la paramétrisation soient tirés aléatoirement. Alors que 50 % des fonds obtiennent une statistique  $t$  pour la sélectivité qui est plus élevée avec la paramétrisation BEKK, cette proportion diminue à 20 % pour la paramétrisation de Ferson et Schadt et à 30 % pour le modèle inconditionnel. De la même manière, les résultats des tests de Friedman (1920) ne rejette pas l'hypothèse nulle que le rang des statistiques  $t$  des mesures de synchronisation soit similaire d'une paramétrisation du risque à l'autre. Toutefois, l'application du test de Friedman sur les statistiques  $t$  en valeur absolue confirme la propension de certaines paramétrisation du risque à attribuer davantage de mesures de synchronisation anormales. Plus spécifiquement, les statistiques  $t$  seraient plus élevées en valeur absolue pour la paramétrisation inconditionnelle que pour la paramétrisation BEKK, ce qui indique que l'approche inconditionnelle attribue davantage de mesures de synchronisation jugées anormales que son équivalent conditionnel.

Insérez le tableau 5 ici

Enfin, une autre application du tests de Friedman, dont les résultats ne sont pas présentés ici, teste si les classements des fonds communs sont différents selon la paramétrisation du

risque. Tant le test sur la sélectivité que celui sur la synchronisation des investissements indiquent que les classements des fonds communs sont similaires pour les trois paramétrisations du risque.

#### **4. CONCLUSION**

Cette étude vérifie l'incidence d'évaluer la performance des fonds communs d'obligations avec des mesures de risque conditionnelles à l'information publique. Plus spécifiquement, nous comparons les mesures de performance de Jensen (1968) et de Treynor et Mazuy (1966) lorsque les mesures de risque sont estimées avec une paramétrisation inconditionnelle, la paramétrisation de Ferson et Schadt (1996) ainsi que la paramétrisation BEKK.

Lorsque le portefeuille de référence est un indice obligataire spécialisé, les alphas de Jensen pour les trois types de paramétrisation du risque sont en moyenne positifs. Même si l'analyse qualitative des alphas révèle que 50 % des fonds obtiennent leur meilleure évaluation de performance avec la paramétrisation BEKK et seulement 10 % avec la paramétrisation inconditionnelle, nous ne rejettons pas l'hypothèse nulle que les paramétrisations du risque attribuent des mesures de performance similaires.

Lorsque nous étudions les mesures de performance de Treynor et Mazuy (1966), les conclusions sur les mesures de sélectivité sont similaires à celles des alphas de Jensen, c'est-à-dire que la paramétrisation BEKK semble faire mieux paraître les gestionnaires. Par ailleurs, les proportions de mesures de synchronisation qui sont significatives sont plus élevées avec les paramétrisations inconditionnelles et de Ferson et Schadt [65 % et 50

% respectivement] qu'avec la paramétrisation BEKK [25 %]. Puisqu'il serait étonnant que la majorité des fonds communs réussissent à significativement mieux performer que leur indice de référence, ceci suggère que la paramétrisation BEKK attribue moins de performances anormales parce qu'elle permet de mieux estimer l'évolution des mesures de risque temporellement.

En conclusion, les résultats empiriques de cette étude indiquent que la paramétrisation du risque peut changer notre appréciation de la gestion active des fonds communs d'obligations, c'est-à-dire que même si les classements des fonds communs demeurent similaires pour toutes les paramétrisations du risque, les dispersions des mesures de performance diffèrent de façon importante. Puisqu'il est reconnu que les seconds moments des portefeuilles varient temporellement, nous pensons qu'une évaluation de la performance doit estimer adéquatement les variations temporelles des mesures de risque.



## BIBLIOGRAPHIE

Aragon, G., Ferson, W. (2007). Portfolio Performance Evaluation, Foundations and Trends in finance. *Now Publishers*, 2, 83-190.

Blake, C. R., Elton, J.E. et Gruber, M.J. (1993). The Performance of Bond Mutual Funds. *Journal of Business*, 66, 371-403.

Bollen, N. P.B et Busse, J.A. (2001). On the Timing Ability of Mutual Fund Managers. *Journal of Finance*, 56, 1075-1094.

Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.

Bollerslev, T., Engle, R.F. et Wooldridge, J.M. (1988). A Capital Asset Pricing Model with Time-varying Covariances. *Journal of Political Economy*, 96, 116-131.

Burmeister, E. et McElroy, M. (Juillet 1988). Joint Estimation of Factor Sensitivities and Risk Premia for the Arbitrage Pricing Theory. *Journal of Finance*, 43, 721-733.

Busse, J.A. (1999). Volatility Timing in Mutual Funds : Evidence from Daily Returns. *Review of Financial Studies*, 12, 1009-1041.

Coggins, F., Beaulieu, M.-C. et Gendron, M. (2009). Mutual Fund Daily Conditional Performance. À paraître *Journal of Financial Research*.

- Elton, E.J., Gruber, M.J. et Blake, C.R. (1995). Fundamental Economic Variables, Expected Returns, and Bond Fund Performance. *Journal of Finance*, 50, 1229-1256.
- Engle, R.F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50, 987-1007.
- Eengle, R.F. et Kroner, K.F. (1995). Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. *Econometric Theory*, 11, 122-150.
- Engle, R.F. et Ng, V.K. (décembre 1993). Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. *Journal of Finance*, 48, 1749-1777.
- Ferson, W.E. et Schadt R.W. (juin 1996). Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions. *Journal of Finance*, 51, 425-461.
- Ferson, W., Tyler, H.R. et Kisgen, D.J. (2006). Evaluating Government Bond Fund with Stochastic Discount Factors. *Review of Financial Studies*, 19, 423-455.
- French, K.R. (1980). Stock Returns and the Weekend Effect. *Journal of Financial Economics*, 8, 55-69.
- Friedman, W.F. (1920). The Index of Coincidence and its Application in Cryptography. *The Riverbank Publications*. Aegean Park Press, Laguna Hills, No. 22.
- Gallagher, D.R. et Jarnecic, E. (2002). The Performance of Active Australian Bond Funds. *Australian Journal of Management*, 27, 163-186.

Grinblatt, M. et Titman, S. (1994). A Study of Monthly Mutual Fund Returns and Performance Evaluation Techniques. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29, 419-444.

Jagannathan, R. et Wang Z. (Mars 1996). The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns. *Journal of Finance*, 51, 3-53.

Jensen, M.C. (Mai 1968). The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964. *Journal of Finance*, 23, 389-415.

Kroner, K.F. et Ng, V.K. (1998). Modelling Asymetrics Comovements of Assets Returns. *Review of Financial Studies*, 11, 817-844.

Lehman, B. et Modest, D. (1987). Mutual Fund Performance Evaluation : A Comparison of Benchmarks and Benchmark Comparisons. *Financial Analysts Journal*, 42, 233-265.

Litterman, R. et Scheikman, J. (1991). Common Factors Affecting Bond Returns. *Journal of Fixed Income*, 54-61.

Lo, A.W. et Mackinlay, C.A. (1990). An Econometric Analysis of Nonsynchronous Trading. *Journal of Econometrics*, 45, 181-211.

Silva, F., Cortez, M.C. et Armada, M.J. (2002). Conditioning Information and European Bond Fund Performance. Document de travail, *Universidade do Minho*.

Treynor, J.L. et Mazuy, K.K. (1966). Can Mutual Funds Outguess the Markets ? *Harvard Business Review*, 44, 131-136.

---

<sup>1</sup> Mutual Fund Fact Book (2002), A Guide to Trends and Statistics in the Mutual Fund Industry, *Investment Company Institute*, 42<sup>ième</sup> édition.

<sup>2</sup> La version inconditionnelle du CAPM peut s'écrire comme suit :  $E(r_{p,t}) = \beta_{pm} \cdot E(r_{m,t})$ .

<sup>3</sup> Certaines des équations de rendements des fonds communs d'obligations incluent des variables binaires afin de contrôler certaines variations extrêmes de leur valeur marchande qui sont attribuables à l'annonce de gains en capital réalisés par les fonds mais dont le montant n'est pas disponible dans la banque de données Datastream. Chaque variable binaire prend ainsi la valeur un à l'une de ces dates et zéro autrement et s'applique systématiquement à tous les modèles comparés dans cette étude. Notons que 7 des 20 fonds communs ont nécessité l'utilisation de ces variables binaires et que le nombre maximal de dates qui sont contrôlées pour chaque fonds communs est de quatre sur 1302 observations.

<sup>4</sup> Plus spécifiquement, l'information publique est définie par les chocs retardés d'une période des variables d'information centrées à zéro, soit la différence entre leur valeur à la période t-1 moins la moyenne échantillonnale [ $z_{t-1} = Z_{t-1} - E(Z)$ ].

<sup>5</sup> L'équation (3.2) est estimée par la méthode des moindres carrés. Tel que montré par Ferson et Schadt (1996) et Jagannathan et Wang (1996), l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires de l'équation décrite en (3.2) impose les mêmes conditions sur les moments que la méthode des moments généralisés lorsque  $E(r_{m,t} \cdot v_{p,t} | z_{t-1}) = 0$  et  $E(v_{p,t} | z_{t-1}) = 0$ .

<sup>6</sup> Aragon and Ferson (2007) ont discuté des problèmes liés à l'interprétation de l'alpha lorsque des mesures de timing sont incluses dans l'équation des rendements du fonds.

<sup>7</sup> Afin de ne pas alourdir le texte, nous ne présentons pas les résultats des estimations des différentes paramétrisations du risque. Notez que ces résultats suggèrent qu'une paramétrisation inconditionnelle du risque peut biaiser les mesures de performance puisque les coefficients liés au risque sont généralement significatifs. Les tests diagnostiques d'Engle et Ng (1993) et de Kroner et Ng (1998) sur la spécification des seconds moments de la paramétrisation BEKK sont similaires aux résultats généralement observés dans la littérature et indiquent que ces seconds moments seraient adéquatement estimés.

<sup>8</sup> Pour des détails concernant diverses applications du test de Friedman (1920) aux mesures de performance des gestionnaires, voir Coggins, Beaulieu et Gendron (2009).

Tableau 1

**Distributions en coupe transversale des statistiques t  
des alphas selon la paramétrisation du risque  
(Indice de marché obligataire global)**

Ce tableau présente des statistiques sur les distributions en coupe transversale des statistiques t des alphas pour les paramétrisations inconditionnelles [ $\alpha_p^{I1}$ ] et les paramétrisations de Ferson et Schadt (1996) [ $\alpha_p^{FS1}$ ] et les paramétrisations conditionnelles BEKK [ $\alpha_p^{BEKK1}$ ]. Nous présentons aussi ces résultats par groupes de fonds, soit les fonds communs d'obligations gouvernementales (OG) et les fonds communs d'obligations d'entreprises (OE) et pour tous les fonds communs. Chacune de nos estimations porte sur un échantillon de 1302 rendements quotidiens sur une période de cinq années, soit du 05/01/1995 au 31/12/1999. Le portefeuille de référence est un portefeuille de marché global qui inclut différents types d'obligations [Lehman Brothers : U.S.Gvt/Crédit]. Dans la première section du tableau, nous présentons la moyenne et la moyenne en valeur absolue des alphas ainsi que de leur statistique t pour chacune des distributions en coupe transversale. Les symboles \*\* et \* indiquent que la moyenne des valeurs absolues des statistiques t d'un groupe de fonds mutuels est significativement différente de zéro à un niveau de confiance de 99% et 95% respectivement. La dernière section du tableau indique la proportion de fonds mutuels pour chaque paramétrisation du risque pour différents intervalles de valeur de statistique t.

Mesures de performance	$\alpha_p^{I1}$			$\alpha_p^{FS1}$			$\alpha_p^{BEKK1}$		
	OG	OE	Total	OG	OE	Total	OG	OE	Total
<b>Moy. des coefficients (x100)</b>	0,30	0,54	0,42	0,32	0,52	0,42	0,25	0,45	0,35
<b>Moy. des statistiques t</b>	1,60	1,92	1,76	1,72	1,87	1,79	1,28	1,63	1,46
<b>Moy. en valeur absolue des coefficients (x100)</b>	0,53*	0,54	0,54*	0,51*	0,55*	0,54*	0,48	0,49	0,49
<b>Moy. en valeur absolue des statistiques t</b>	2,12	1,93	2,03	2,15	1,99	2,07	1,70	1,69	1,69
t ≤ -2,326	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
-2,326 < t ≤ -1,960	0,10	0,00	0,05	0,00	0,00	0,00	0,10	0,00	0,05
-1,960 < t ≤ 0,00	0,10	0,10	0,10	0,20	0,10	0,15	0,00	0,10	0,05
0,0 < t < 1,960	0,30	0,60	0,45	0,10	0,60	0,35	0,50	0,70	0,60
1,960 ≤ t < 2,326	0,00	0,00	0,00	0,20	0,00	0,10	0,20	0,00	0,10
t ≥ 2,326	0,50	0,30	0,40	0,50	0,30	0,40	0,20	0,20	0,20

Tableau 2

**Distributions en coupe transversale des statistiques t  
des alphas selon la paramétrisation du risque  
(portefeuille de référence spécialisé)**

Ce tableau présente des statistiques sur les distributions en coupe transversale des alphas des paramétrisations inconditionnelles [ $\alpha_p^{I1}$ ], des paramétrisations de Ferson et Schadt (1996) [ $\alpha_p^{FS1}$ ] et des paramétrisations BEKK [ $\alpha_p^{BEKK1}$ ]. Ces résultats sont agrégés pour chaque catégorie de fonds, soit les fonds communs d'obligations gouvernementales (OG) et les fonds d'obligations d'entreprises (OE) ainsi que pour l'ensemble des fonds (Total). Pour chacun des groupes de fonds, la performance est mesurée par rapport à un fonds spécialisé, soit un indice d'obligations gouvernementales d'échéance à moyen terme [LBrothers : U.S. Gvt MT] pour les fonds OG et un indice d'obligations d'entreprises d'échéance à moyen terme [LBrothers : U.S. Crédit MT] pour les fonds OE. Chacune de nos estimations s'appuie sur un échantillon de 1302 rendements quotidiens sur une période de cinq années, soit du 05/01/1995 au 31/12/1999.

Dans la première section du tableau, nous présentons la moyenne ainsi que la moyenne en valeur absolue tant des alphas que de leur statistique t pour chacune des distributions en coupe transversale. Les symboles \*\* et \* indiquent que la moyenne des valeurs absolues des statistiques t d'un groupe de fonds mutuels est significativement différente de zéro à un niveau de confiance de 99% et 95% respectivement. La dernière section du tableau indique pour différents intervalles de valeur de statistique t, la proportion d'observations obtenues pour chaque mesure de performance.

<b>Mesures de performance</b>	$\alpha_p^{I1}$			$\alpha_p^{FS1}$			$\alpha_p^{BEKK1}$		
	OG	OE	Total	OG	OE	Total	OG	OE	Total
<b>Moy. Coefficients (x100)</b>	0,02	0,31	0,16	0,15	0,26	0,21	0,01	0,41	0,21
<b>Moy. statistique t</b>	0,45	0,96	0,70	0,98	0,83	0,77	0,32	1,21	0,77
<b>Moy. en valeur absolue coefficients (x100)</b>	0,37	0,38	0,38	0,41	0,38	0,40	0,33	0,50	0,41
<b>Moy. en valeur absolue statistique t</b>	1,27	1,17	1,22	1,56	1,22	1,39	0,94	1,33	1,13
t ≤ -2,326	0,10	0,00	0,05	0,00	0,00	0,00	0,10	0,00	0,05
-2,326 < t ≤ -1,960	0,00	0,00	0,00	0,10	0,00	0,05	0,00	0,00	0,00
-1,960 < t ≤ 0,0	0,20	0,30	0,25	0,10	0,40	0,25	0,20	0,10	0,15
0,0 < t < 1,960	0,60	0,50	0,55	0,60	0,40	0,50	0,70	0,70	0,70
1,960 ≤ t < 2,326	0,10	0,00	0,05	0,20	0,00	0,10	0,00	0,00	0,00
t ≥ 2,326	0,00	0,20	0,10	0,00	0,20	0,10	0,00	0,20	0,10

Tableau 3

**Tests non paramétriques pour comparer  
les mesures de performance pour différentes paramétrisations du risque**

Ce tableau présente les résultats des tests non paramétriques de Friedman (1920) qui comparent les rangs des statistiques t des alphas selon qu'ils soient estimés en supposant une mesure de risque inconditionnelle (Inc), conditionnelle à la Ferson et Schadt (FS) ou conditionnelle BEKK (BEKK). Ces tests vérifient si le rang moyen des différentes paramétrisations est égal au rang moyen attendu si l'utilisation du type de modèle n'avait pas d'incidence, soit 33 %. Sous l'hypothèse nulle, la statistique IC suit une  $\chi^2$  avec k-1 degré de liberté où k est 3, soit le nombre de paramétrisations comparées. La statistique IC se calcule comme suit :

$$IC = \frac{\sum_{i=1}^k N(\bar{R}_i - \bar{R})^2}{k(k+1)/12} = \frac{\sum_{i=1}^3 20(\bar{R}_i - 2)^2}{3(3+1)/12}$$

où N est le nombre de fonds,  $\bar{R}_i$  est le rang moyen de la paramétrisation i du risque pour i = inc, FS, BEKK.  $\bar{R}$  correspond au rang moyen soit, 2. La première section du tableau présente la statistique IC pour le groupe de fonds communs d'obligations gouvernementales et d'entreprises ainsi que pour l'ensemble des fonds (total). La deuxième section du tableau présente la proportion de fonds communs qui obtiennent leur meilleure performance (statistique t la plus élevée) avec chacune des paramétrisations du risque et ce, pour les différents groupes de fonds mutuels. La troisième section montre les résultats lorsque nous appliquons le test de Friedman par paire de type de paramétrisation du risque. Dans ce cas, k = 2 et  $\bar{R} = 1,5$ . Nous présentons la statistique IC ainsi que la proportion de fonds dont l'évaluation est meilleure pour l'une des deux paramétrisations du risque entre crochets. Les symboles \* et \*\* indiquent que la statistique est significative à un niveau de confiance de 95% et 99% respectivement. La probabilité de rejeter  $H_0$  est présentée entre parenthèses.

Tests non paramétriques de Friedman (1920) sur les trois types de paramétrisations du risque			
	Fonds d'obligations gouvernementales	Fonds d'obligations d'entreprise	Total
<b>Indice de coïncidence de Friedman</b>	IC : 5,4 (0,07)	IC : 2,6 (0,12)	IC : 1,3 (0,52)
Proportion des fonds qui obtiennent leur meilleure performance avec la mesure Inc, FS ou BEKK			
	Fonds d'obligations gouvernementales	Fonds d'obligations d'entreprise	Total
<b>Mesure Inc.</b>	0,10	0,10	0,10
<b>Mesure FS</b>	0,60	0,20	0,40
<b>Mesure BEKK</b>	0,30	0,70	0,50
Tests non paramétriques de Friedman (1920) par paire de mesures de performance sur l'ensemble des fonds mutuels			
Mesure Inc / Mesure FS	Mesure Inc / Mesure BEKK	Mesure FS / Mesure BEKK	
[Proportion de fonds mieux évalués avec la mesure de FS]	[Proportion de fonds mieux évalués avec la mesure BEKK]	[Proportion de fonds mieux évalués avec la mesure BEKK]	
IC : 1,8	IC : 0,2	IC : 0	
(0,18)	(0,66)	(1,00)	
[0,65]	[0,55]	[0,50]	



Tableau 4

**Distribution en coupe transversale des statistiques t  
des mesures de performance à la Treynor et Mazuy  
(portefeuille de référence spécialisé)**

Ce tableau présente des statistiques sur les distributions en coupe transversale des mesures de performance à la Treynor et Mazuy des modèles inconditionnels [Inc], conditionnels à la Ferson et Schadt (1996) [FS] et conditionnels BEKK [BEKK]. La première section porte sur la mesure de sélectivité des titres par les gestionnaires alors que la seconde section traite de la mesure de synchronisation de l'exposition au risque de marché. Les statistiques t des mesures de performance sont agrégées pour l'ensemble des fonds (Total), pour le groupe de fonds communs d'obligations gouvernementales (OG) et celui d'obligations d'entreprise (OE). Chacune de nos estimations s'appuie sur un échantillon de 1302 rendements quotidiens sur une période de cinq années, soit du 05/01/1995 au 31/12/1999. La performance est mesurée par rapport à un indice de marché spécialisé, soit un indice d'obligations gouvernementales d'échéance intermédiaire [LBrothers : U.S. Gvt MT] pour les fonds OG et un indice d'obligations d'entreprises d'échéance intermédiaire [LBrothers : U.S. Crédit MT] pour les fonds OE. Tant pour les mesures de sélectivité que de synchronisation, nous présentons la moyenne des statistiques t et la moyenne des statistiques t en valeur absolue pour chacune des distributions. Nous indiquons aussi la proportion des statistiques t observée pour chaque intervalle de valeurs de statistiques t.

Mesures de sélectivité	$\alpha_p^{I2}$			$\alpha_p^{FS2}$			$\alpha_p^{BEKK2}$		
	OG	OE	Total	OG	OE	Total	OG	OE	Total
Moy. statistiques t	1,15	-0,29	0,43	1,09	-0,40	0,34	1,10	0,55	0,83
Moy. statistiques t en valeur absolue	1,43	1,98	1,71	1,53	2,06	1,80	1,65	1,41	1,53
t ≤ -2,326	0,00	0,20	0,10	0,00	0,20	0,10	0,10	0,00	0,05
-2,326 < t ≤ -1,960	0,00	0,10	0,05	0,10	0,20	0,15	0,00	0,00	0,00
-1,960 < t ≤ 0,00	0,10	0,20	0,15	0,00	0,20	0,10	0,00	0,50	0,25
0,00 ≤ t < 1,960	0,70	0,30	0,50	0,60	0,20	0,40	0,80	0,30	0,55
1,960 ≤ t < 2,326	0,10	0,10	0,10	0,30	0,10	0,20	0,00	0,10	0,05
t ≥ 2,326	0,10	0,10	0,10	0,00	0,10	0,05	0,10	0,10	0,10
Mesures de synchronisation des investissements	$\beta_{p5}^{I2}$			$\beta_{p5}^{FS2}$			$\beta_{p5}^{BEKK2}$		
	OG	OE	Total	OG	OE	Total	OG	OE	Total
Moy. Statistique t	-1,86	3,22	0,68	-0,49	3,30	1,40	-1,12	0,81	-0,15
Moy. en valeur absolue statistique t	2,04	3,85	2,95	1,24	3,86	2,55	1,30	1,42	1,36
t ≤ -2,326	0,40	0,10	0,25	0,20	0,10	0,15	0,10	0,10	0,10
-2,326 < t ≤ -1,960	0,20	0,00	0,10	0,00	0,00	0,00	0,30	0,00	0,15
-1,960 < t ≤ 0,00	0,20	0,20	0,20	0,20	0,20	0,20	0,40	0,00	0,20
0,00 < t < 1,960	0,20	0,00	0,10	0,60	0,00	0,30	0,20	0,90	0,55
1,960 ≤ t < 2,326	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
t ≥ 2,326	0,00	0,60	0,30	0,00	0,70	0,35	0,00	0,00	0,00

Tableau 5

### Tests non paramétriques pour comparer les mesures de performance conditionnelles et inconditionnelles à la Treynor et Mazuy

Ce tableau présente les résultats des tests non paramétriques de Friedman (1920) qui comparent les rangs des statistiques t des mesures de performance de sélectivité [ $\alpha$ ] et de synchronisation [ $\beta$ ] de Treynor et Mazuy selon une paramétrisation du risque inconditionnelle (Inc), conditionnelle à la Ferson et Schadt (FS) ou conditionnelle BEKK (BEKK). Ces résultats sont présentés pour le groupe de fonds communs d'obligations gouvernementales et d'entreprises ainsi que pour l'ensemble des fonds (total). Pour chacune des deux mesures de performance, nous calculons l'indice de coïncidence IC [ $IC_\alpha$  et  $IC_\beta$ ] décrite en (16) afin de vérifier si le rang moyen de la statistique t pour chaque paramétrisation du risque est égal au rang moyen [ $\bar{R}$ ], soit 33 %. N est le nombre de fonds, k est le nombre de paramétrisations du risque et  $\bar{R}_i$  représente le rang moyen des statistiques t de la mesure de performance selon la paramétrisation du risque i (pour i = inc, FS et BEKK). La statistique [ $IC_\alpha$  et  $IC_\beta$ ] suit alors une  $\chi^2$  avec k-1 degrés de liberté et est obtenue par l'équation (16).

La première section du tableau présente les statistiques IC [ $IC_\alpha$  et  $IC_\beta$ ] pour chaque groupe de fonds communs. Nous présentons ces statistiques à la fois pour les classements des statistiques t et les statistiques t en valeur absolue. La deuxième section du tableau présente la proportion de fonds communs qui obtiennent leur meilleure performance (statistique t la plus élevée) avec chacune des paramétrisations du risque. La troisième section présente aussi des statistiques IC mais lorsque k = 2 et  $\bar{R} = 1,5$ , soit par paire de paramétrisations du risque. La proportion de fonds dont l'évaluation est meilleure pour l'une des deux paramétrisation du risque est présentée entre crochets. Les symboles \* et \*\* indiquent que la statistique est significative à un niveau de confiance de 95% et 99% respectivement. La probabilité de rejeter  $H_0$  est présentée entre parenthèses.

Tests non paramétriques de Friedman (1920) sur les trois types de paramétrisations du risque						
	Sélectivité [ $\alpha$ ]			Synchronisation [ $\beta$ ]		
	OG	OE	Total	OG	OE	Total
Indice de Coïncidence de Friedman (statistique t)	IC : 0,8	IC : 9,8**	IC : 2,5 (0,29)	IC : 5,6	IC : 6,2*	IC : 3,6 (0,17)
Indice de Coïncidence de Friedman (statistique t en valeur absolue)			IC : 1,3 (0,52)			IC : 6,4* (0,04)
Proportion des fonds qui obtiennent leur meilleure performance avec la mesure Inc, FS ou BEKK						
	Sélectivité [ $\alpha$ ]			Synchronisation [ $\beta$ ]		
	OG	OE	Total	OG	OE	Total
Mesure Inc,	0,40	0,20	0,30	0,10	0,30	0,20
Mesure FS	0,40	0,00	0,20	0,60	0,50	0,55
Mesure BEKK	0,20	0,80	0,50	0,30	0,20	0,25

Tests non paramétriques de Friedman (1920) par paire de mesures de performance sur l'ensemble des fonds communs						
	Sélectivité [ $\alpha$ ]			Synchronisation [ $\beta$ ]		
	Mesure FS / Mesure Inc [Proportion de fonds mieux évalués avec la mesure de FS]	Mesure BEKK / Mesure Inc [Proportion de fonds mieux évalués avec la mesure BEKK]	Mesure BEKK / Mesure FS [Proportion de fonds mieux évalués avec la mesure BEKK]	Mesure FS / Mesure Inc [Proportion de fonds mieux évalués avec la mesure de FS]	Mesure BEKK / Mesure Inc [Proportion de fonds mieux évalués avec la mesure BEKK]	Mesure BEKK / Mesure FS [Proportion de fonds mieux évalués avec la mesure BEKK]
<b>Rang des statistiques t</b>	IC : 0,8 (0,37) [0,4]	IC : 0,8 (0,37) [0,60]	IC : 1,8 (0,18) [0,65]	IC : 1,8 (0,18) [0,65]	IC : 1,8 (0,18) [0,35]	IC : 1,8 (0,18) [0,35]
<b>Rang des statistiques t en valeur absolue</b>	IC : 1,8 (0,18) [0,35]	IC : 0,8 (0,37) [0,60]	IC : 0,2 (0,65) [0,55]	IC : 1,8 (0,18) [0,35]	IC : 5* (0,03) [0,75]	IC : 1,8 (0,18) [0,35]