



Évaluation de la performance des fonds mutuels lorsque les mesures de risque sont estimées avec une paramétrisation GARCH

Frank Coggins
Marie-Claude Beaulieu
Michel Gendron

Évaluation de la performance des fonds mutuels lorsque les mesures de risque sont estimées avec une paramétrisation GARCH

Frank Coggins²
Marie-Claude Beaulieu¹
Michel Gendron¹

Les vues exprimées sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement les opinions du ministère des Finances.

Le document d'origine a été rédigé en français. Une version anglaise est également disponible.

1 Faculté des sciences de l'administration, Université Laval
2 Secteur du financement, gestion de la dette et opérations financières

Édition réalisée par la
Direction des communications du ministère des Finances
12, rue Saint-Louis, RC.01
Québec (Québec) G1R 5L3

**Évaluation de la performance des fonds mutuels lorsque les mesures de
risque sont estimées avec une paramétrisation GARCH**

ISBN 2-550-41620-1

Dépôt légal, octobre 2003

Bibliothèque nationale du Québec

© Gouvernement du Québec

Imprimée au Québec

AVANT-PROPOS

M. Frank Coggins est employé à la Direction de la planification financière du ministère des Finances depuis 1998. La thèse de doctorat de M. Coggins à l'Université Laval traite de l'incidence des mesures de performance conditionnelles sur l'évaluation de la gestion active d'un portefeuille de titres. Ce cahier de recherche, qui constitue un des chapitres de sa thèse, étudie l'évaluation de la performance lorsque les mesures de risque sont estimées avec une paramétrisation GARCH. Afin de vérifier l'incidence de ces mesures de performance, elles ont été comparées à des mesures de performance traditionnelles pour différentes classes de fonds mutuels. Les résultats de cette étude indiquent qu'en moyenne ces mesures de performance conditionnelles peuvent changer significativement l'évaluation de la gestion active.

REMERCIEMENTS

Les auteurs remercient Son Le, Christine Vaillancourt et Colette Gallant pour leur aide dans le traitement des données et la mise en forme du document. Les auteurs remercient un arbitre anonyme, Patrick Savaria, et un comité composé de professionnels du ministère des Finances pour leurs commentaires des plus utiles. Des versions préliminaires de cette étude ont été présentées aux congrès de l'Association francophone pour le savoir 2002 (ACFAS) et de l'Association des sciences administratives du Canada 2003 (ASAC) ainsi qu'à un séminaire du département de finance et assurance de l'Université Laval. Les auteurs aimeraient aussi remercier l'Institut de finance mathématique de Montréal (IFM2) pour son soutien financier à ce projet de recherche, Frank Coggins tient aussi à exprimer sa reconnaissance à la Chaire en assurance l'Industrielle-Alliance et au fonds Carmand Normand pour leur contribution financière.

RÉSUMÉ

Plusieurs études empiriques sur la performance des fonds mutuels qui s'appuient sur un CAPM statique (inconditionnel) concluent que les gestionnaires sont sous-performants par rapport à leur portefeuille de référence. Puisqu'il est reconnu dans la littérature empirique que les seconds moments varient temporellement, cette étude conditionne, à l'aide d'une paramétrisation GARCH bivariée (BEKK asymétrique bivariée), les mesures de risque appropriées à l'évaluation de la performance de Sharpe (1966), Treynor (1966), Jensen (1968) ainsi que de Treynor et Mazuy (1966). Nous comparons les résultats obtenus à ceux de leur équivalent inconditionnel en utilisant un test paramétrique [Grinblatt et Titman (1994)] et non paramétrique [Friedman (1920)]. Nos résultats montrent qu'une évaluation de la performance dont les mesures de risque sont conditionnelles fait significativement mieux paraître les gestionnaires que lorsque le risque est supposé constant sur toute la période d'évaluation.

TABLE DES MATIÈRES

Remerciements.....	IV
Résumé.....	V
Introduction.....	1
1. Mesures de performance lorsque le bêta est une fonction linéaire	5
de l'information publique.....	5
2. Contexte théorique.....	7
3. Mesures de performance conditionnelles avec une paramétrisation GARCH bivariée des mesures de risque.....	9
3.1 Alpha de Jensen conditionnel	9
3.2 Mesure de Treynor et Mazuy conditionnelle	10
3.3 Ratio Sharpe conditionnel.....	10
3.4 Ratio de Treynor conditionnel.....	11
4. Les données	13
5. Résultats des versions empiriques des modèles conditionnels et inconditionnels	19
5.1 Estimations des seconds moments.....	21
5.2 Mesures de performance de Jensen	26
5.3 Mesures de performance de Treynor et Mazuy	28
5.3.1 Tests paramétriques et non paramétriques qui comparent les mesures de performance des modèles conditionnels à celles des modèles inconditionnels	32
5.4 Ratios de Sharpe.....	37
5.5 Ratios de Treynor	38
Conclusion.....	41
Annexe 1.....	43
Annexe 2.....	44
Bibliographie.....	47

INTRODUCTION

Les mesures de performance traditionnelles de Sharpe (1966), Treynor (1966) ou Jensen (1968) supposent que les paramètres de risque sont constants pour toute la période d'évaluation de la performance. Toutefois, la gestion active d'un portefeuille peut altérer la position de risque, ce qui a été reconnu explicitement et modélisé par différents auteurs. Déjà en 1966, Treynor et Mazuy ajoutaient un terme quadratique au modèle du CAPM (Capital Asset Pricing Model) pour évaluer l'habileté des gestionnaires à augmenter (diminuer) leur exposition au risque de marché en période de marché haussier (baissier).

Plus récemment, Ferson et Schadt (1996) soulignaient qu'une stratégie d'investissements fructueuse qui s'appuie sur de l'information publique ne devrait pas être perçue comme une performance supérieure des gestionnaires. Les mesures de performance traditionnelles qui supposent un risque constant peuvent ainsi assigner une performance anormale à une stratégie qui s'appuie uniquement sur de l'information publique. Ces auteurs ont proposé des mesures de performance qui conditionnent le bêta des fonds mutuels sur l'information publique telle que définie par le retard d'une période de quatre variables macroéconomiques qui présentent un pouvoir prédictif sur les rendements futurs des actions. Une analyse qualitative de leurs résultats indique que les mesures de performance conditionnelles de Jensen (1968), et Treynor et Mazuy (1966) font généralement mieux paraître les gestionnaires de fonds mutuels que leur équivalent inconditionnel. D'autres études portant sur des mesures de performance similaires ont aussi été proposées par Christopherson, Ferson et Glassman (1998), Kryzanowski, Lalancette et To (1997) et Cai, Chan et Yamada (1997).

Or, des développements récents en économétrie financière ont démontré que même en l'absence de gestion active, le risque tel qu'estimé par les seconds moments des rendements quotidiens des portefeuilles varie dans le temps. D'abord introduits par Engle (1982) et Bollerslev (1986), les modèles GARCH montrent en effet que les seconds moments des portefeuilles à gestion passive changent temporellement et que ces modèles s'avèrent des outils d'estimation fort performants (Engle et Ng, 1993; Kroner et Ng, 1998). Les résultats d'Anderson et Bollerslev (1998) indiquent que la paramétrisation GARCH est non seulement adéquate pour mesurer la volatilité a posteriori mais qu'elle est aussi performante pour prédire la volatilité future des titres financiers.

Tous ces résultats révèlent qu'une évaluation de la performance d'un portefeuille qui contrôle pour les variations temporelles du risque, c'est-à-dire qui relativise le rendement par des mesures de risque estimées pour chaque sous-période de l'évaluation de la performance, devrait s'avérer une mesure de performance plus adéquate que celle qui suppose le risque constant.

Contrairement à l'approche de Ferson et Schadt (1996), les paramétrisations GARCH multivariées présentent l'avantage de définir non seulement le bêta mais aussi le risque spécifique en fonction de l'information publique [Kroner et Ng, 1998]. De plus, Ferson et Schadt (1996) supposent que l'information publique utilisée par les gestionnaires de fonds est la même peu importe le type de fonds. Or, la paramétrisation GARCH présente l'avantage de ne pas définir explicitement les variables d'information mais suppose plutôt que les termes d'erreur incorporent toute l'information publique pertinente, qu'elle soit de nature macroéconomique ou microéconomique. Puisque les mesures de risque estimées avec une paramétrisation GARCH dépendent des termes d'erreur passés de chaque fonds mutuel, cette information publique pertinente peut différer d'un fonds à l'autre selon par exemple leurs secteurs d'investissement. Enfin, puisqu'il est reconnu que l'incidence des termes d'erreur sur les seconds moments persiste temporellement et qu'un modèle GARCH(1,1) peut s'écrire tel un ARCH(∞) (Bollerslev, 1986; Chou, 1988), il nous semble naturel de définir les mesures de risque non seulement sur l'information de la période précédente mais aussi sur toute l'information publique passée à l'aide d'une paramétrisation GARCH.

Busse (1999) a été un des premiers à la fois à introduire une volatilité GARCH aux mesures de performance de Jensen et à mesurer cette performance sur une fréquence quotidienne de rendements. Toutefois, plutôt que de conditionner l'exposition au risque des fonds mutuels avec une paramétrisation GARCH, son objectif consiste à vérifier l'aptitude des gestionnaires de fonds mutuels à synchroniser leurs investissements avec la volatilité quotidienne du marché qui est estimée entre autres avec le modèle EGARCH de Nelson (1990).

Busse et Bollen (2001) ont aussi évalué la performance des gestionnaires sur une fréquence quotidienne et leurs résultats indiquent que les régressions avec des rendements quotidiens présentent un meilleur pouvoir explicatif que celles avec des rendements mensuels. De plus, la proportion des fonds mutuels qui montrent une aptitude à synchroniser leurs investissements s'avère plus élevée avec des rendements quotidiens qu'avec des rendements mensuels.

Par ailleurs, Busse (2001) montre que l'autocorrélation des rendements quotidiens biaise la volatilité estimée mensuellement. Il semble aussi que la propension des gestionnaires moins performants à assumer davantage de risque en fin d'année semble disparaître lorsque la fréquence de calcul de rendements est quotidienne plutôt que mensuelle. À la lumière de ces résultats, une fréquence de calcul de rendements élevée semble être non seulement plus précise mais elle peut changer notre appréciation de la gestion active des fonds mutuels. Notons toutefois que tant Busse et Bollen (2001) que Busse (2001) supposent que les seconds moments des fonds mutuels sont constants temporellement. Notre étude indique que les résultats de Busse et Bollen (2001) peuvent s'expliquer par cette hypothèse trop restrictive puisque la paramétrisation temporelle du risque diminue de façon significative la proportion de fonds qui obtiennent une mesure de synchronisation significative avec des rendements quotidiens.

En utilisant les mesures de risque appropriées pour l'évaluation de la performance quotidienne de Sharpe (1966), Treynor (1966), Jensen (1968) et de Treynor et Mazuy (1968), cette étude compare la performance conditionnelle et inconditionnelle de 60 fonds mutuels d'actions américaines pour la période débutant le 09/01/1995 et se terminant le 31/12/1999. Les mesures de risque conditionnelles sont estimées sur une fréquence quotidienne à l'aide d'une paramétrisation bivariée des seconds moments proposée par Engle et Kroner (1995) [BEKK]. Nous lui ajoutons un terme pour tenir compte de l'asymétrie des termes d'erreur positifs et négatifs sur l'estimation des seconds moments, tel que suggéré par Glosten, Jagannathan et Runkle (1993) et intégré aux modèles multivariés par Kroner et Ng (1998). Afin de vérifier si les mesures de performance diffèrent selon l'estimation du risque, nous utilisons le test paramétrique de Grinblatt et Titman (1994). Toutefois, lorsque les hypothèses sous-jacentes à ce test ne sont pas respectées, nous proposons de comparer les mesures de performance par une approche non paramétrique initialement proposée par Friedman (1920).

Cette étude est donc la première à évaluer la performance des fonds mutuels en conditionnant à la fois le bêta et le risque spécifique du portefeuille à l'aide d'une paramétrisation GARCH bivariée. Cette paramétrisation nous permet d'étudier dans un contexte conditionnel les mesures de performance à la fois de Sharpe (1966), de Treynor (1966), de Jensen (1968) et de Treynor et Mazuy (1966). Cette étude propose aussi de comparer formellement les mesures de performance conditionnelles à leur équivalent inconditionnel à l'aide du test non paramétrique de Friedman (1920). Enfin, elle constitue aussi l'une des rares études à évaluer la performance conditionnelle des fonds mutuels sur une fréquence quotidienne.

Le reste de cette étude est structuré comme suit. Nous présentons d'abord l'une des mesures de performance conditionnelles proposées par Ferson et Schadt (1996) que nous comparons ensuite à notre contexte théorique. Viennent alors nos diverses mesures de performance dont les mesures de risque sont estimées par une paramétrisation BEKK asymétrique bivariée. Des tests paramétriques et non paramétriques permettent de comparer formellement les mesures de performance conditionnelles et inconditionnelles et la dernière section conclut.

1. MESURES DE PERFORMANCE LORSQUE LE BÊTA EST UNE FONCTION LINÉAIRE DE L'INFORMATION PUBLIQUE

Cette section présente l'une des mesures de performance conditionnelles proposées par Ferson et Schadt (1996). En fait, ces auteurs proposent d'évacuer de la mesure de performance une stratégie d'investissements qui peut être répliquée à l'aide d'information publique. Ils évaluent la performance des fonds mutuels en s'appuyant sur un modèle du CAPM conditionnel dont le bêta des portefeuilles dépend de l'information publique telle que définie par le choc retardé d'une période de quatre variables macroéconomiques (z_{t-1}), soit le taux des bons du Trésor américain venant à échéance dans un mois, le taux de dividendes de l'indice CRSP, la pente de la structure à terme et la prime de risque de défaut des obligations d'entreprises. Spécifiquement, ces auteurs supposent que le bêta est une fonction linéaire du vecteur des variables macroéconomiques z_{t-1} en s'appuyant sur la série de Taylor de la façon suivante:

$$\beta_{pm}(z_{t-1}) = b_{0,pm} + B'_{pm} z_{t-1} \quad (1)$$

où $b_{0,pm}$ représente le bêta moyen du portefeuille et le vecteur B'_{pm} mesure la sensibilité du bêta au vecteur z_{t-1} . En posant que $r_{p,t}$ et $r_{m,t}$ sont respectivement le rendement excédentaire au taux sans risque du portefeuille p et la prime de marché à la période t et en remplaçant le bêta par son expression dans le modèle CAPM, on peut en extraire l'une des mesures de performance proposée par Ferson et Schadt (1996) :

$$r_{p,t} = \alpha_p + b_{0,pm} r_{m,t} + B'_{pm} (z_{t-1} \cdot r_{m,t}) + u_{p,t} \quad (2)$$

$u_{p,t} \sim N(0, \sigma_p)$. Sous l'hypothèse nulle que les gestionnaires ne réalisent pas de meilleures performances que le portefeuille de marché, $\alpha_p = 0$. Un α_p significativement positif (négatif) signifie que les gestionnaires choisissent de meilleurs (pires) investissements que la moyenne des investisseurs. Ce type de modèle conditionnel permet donc de dissocier de la performance des fonds mutuels la gestion du bêta qui pourrait s'appuyer sur de l'information publique. La prochaine section définit et présente les principaux avantages de notre contexte théorique comparativement à celui proposé par Ferson et Schadt (1996).

2. CONTEXTE THÉORIQUE

Merton (1980) a proposé un CAPM conditionnel¹ dont la prime de marché et les mesures de risque peuvent varier temporellement selon le contexte économique. À partir de prémisses similaires, Bollerslev, Engle et Wooldridge (1988) étudient une version conditionnelle du CAPM lorsque les seconds moments sont estimés par une paramétrisation GARCH multivariée. Leurs résultats empiriques montrent que cette approche conditionnelle s'avère significativement supérieure à un modèle CAPM inconditionnel pour modéliser les rendements des actions. En s'appuyant sur la version conditionnelle du CAPM de Bollerslev, Engle et Wooldridge (1988), notre modèle théorique peut s'écrire comme suit :

$$E(r_{p,t} | F_{t-1}) = \beta_{pm,t} \cdot E(r_{m,t} | F_{t-1}) \quad (3)$$

$$\text{où } \beta_{pm,t} = \text{Cov}(r_{p,t}, r_{m,t} | F_{t-1}) / \text{Var}(r_{m,t} | F_{t-1}) \quad (4)$$

$E(r_{p,t} | F_{t-1})$ représente l'espérance conditionnelle à l'information publique $[F_{t-1}]$ du rendement excédentaire 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. $\text{Cov}(r_{p,t}, r_{m,t} | F_{t-1})$ correspond à la covariance conditionnelle à F_{t-1} entre les rendements excédentaires de p et m et $\text{Var}(r_{m,t} | F_{t-1})$ est la variance conditionnelle à F_{t-1} de la prime de marché. En définissant $\varepsilon_t = (\varepsilon_{p,t}, \varepsilon_{m,t})'$, soit un vecteur des écarts à la période t entre le rendement réalisé et le rendement espéré de chacun des portefeuilles p et m , on obtient la matrice des seconds moments conditionnels suivante :

$$H_t = E(\varepsilon_t \varepsilon_t' | F_{t-1}) = \begin{pmatrix} h_{p,t} & h_{pm,t} \\ h_{pm,t} & h_{m,t} \end{pmatrix} \quad (5)$$

Pour estimer ces seconds moments, les paramétrisations GARCH bivariées étudiées par Kroner et Ng (1998) deviennent des candidats naturels. Contrairement à Ferson et Schadt (1996) qui supposent une fonction linéaire du bêta sur l'information publique, ces modèles estiment simultanément les

¹ Chen et Knez (1996) utilisent une approche plus générale que le CAPM conditionnel pour étudier les mesures de performance des fonds mutuels. À partir du modèle du facteur d'escompte stochastique, ces auteurs définissent les mesures de performance admissibles lorsque ces dernières ne permettent pas d'opérations d'arbitrage. D'autres auteurs dont Farnsworth, Ferson, Jackson et Todd (2002) et Ferson, Kisgen et Henry (2003) s'appuient aussi sur le modèle du facteur d'escompte stochastique pour évaluer la performance des fonds mutuels.

composantes du bêta, soit la covariance $[h_{pm,t}]$ entre p et m et la variance $[h_{m,t}]$ de m , en fonction de l'information publique définie par ε_t . Par conséquent, notre contexte théorique présente les avantages suivants par rapport à celui de Ferson et Schadt (1996). D'abord, les paramétrisations GARCH bivariées conditionnent sur l'information publique tant le bêta que le risque spécifique du fonds mutuel. Avec ce type de modèles, l'évaluation de la performance de la gestion active des mesures de risque n'est pas influencée par l'information publique contenue dans les termes d'erreur passés mais dépend plutôt d'une meilleure anticipation de l'évolution des marchés financiers de la part des gestionnaires de fonds.

Ensuite, l'information publique telle que définie par les paramétrisations GARCH ne dépend pas seulement de quatre variables macroéconomiques mais de toute l'information macroéconomique et microéconomique agrégée dans les termes d'erreur passés du fonds mutuel et du portefeuille de marché. Tout en étant parcimonieuse, cette définition de l'information publique permet implicitement de contrôler la gestion des mesures de risque sur un large éventail de variables économiques qui peut d'ailleurs varier d'un fonds mutuel à l'autre.

Alors que Ferson et Schadt (1996) conditionnent le bêta sur l'information publique de la période précédente, une paramétrisation de type GARCH définit les seconds moments en fonction de toute l'information publique passée. En redéfinissant récursivement la volatilité estimée par un GARCH(1,1), cette dernière peut s'écrire tel un ARCH(∞) (Bollerslev, 1986). Puisqu'il est reconnu que l'incidence des termes d'erreur sur la volatilité persiste temporellement, une paramétrisation GARCH des seconds moments apparaît plus appropriée qu'un modèle qui s'appuie seulement sur l'information publique de la période précédente (Bollerslev, 1986; Chou, 1988).

3. MESURES DE PERFORMANCE CONDITIONNELLES AVEC UNE PARAMÉTRISATION GARCH BIVARIÉE DES MESURES DE RISQUE

Cette section décrit chacune de nos mesures de performance conditionnelles dont les mesures de risque sont estimées par une paramétrisation GARCH bivariée, soit l'alpha de Jensen, la synchronisation des investissements de Treynor et Mazuy, le ratio de Sharpe et le ratio de Treynor.

3.1 Alpha de Jensen conditionnel

À partir de (3) et (4)², on peut écrire les processus de rendements d'un fonds mutuel et de la prime de marché par la formulation empirique suivante :

$$r_{p,t} = \alpha_p + \frac{h_{pm,t}}{h_{m,t}} \alpha_c + \varepsilon_{p,t} \quad (6)$$

$$r_{m,t} = \alpha_c + \varepsilon_{m,t} \quad (7)$$

où $\varepsilon_t = (\varepsilon_{p,t}, \varepsilon_{m,t})' \sim N(0, H_t)$ et α_c et α_p correspondent respectivement à la constante dans l'équation de la prime de marché et à l'alpha de Jensen. Un α_p significativement positif suggère que les gestionnaires d'un fonds réalisent une performance supérieure à la moyenne des investisseurs. Le risque rémunéré dans ce contexte est le risque systématique puisque le risque spécifique peut être éliminé.

2. Une version conditionnelle du modèle empirique de Fama et French (1993) pourrait aussi être étudiée en modélisant les seconds moments des termes d'erreur du fonds mutuel, du portefeuille de marché, du facteur de risque lié à l'effet du ratio de la valeur comptable sur la valeur marchande (SMB) et du facteur de risque lié à l'effet de taille (HML).

3.2 Mesure de Treynor et Mazuy conditionnelle

Treynor et Mazuy (1966) proposent de mesurer l'aptitude des gestionnaires à synchroniser leurs investissements avec la prime de marché en ajoutant un terme quadratique au modèle du CAPM. En insérant ce terme quadratique dans (6), on obtient :

$$r_{p,t} = \alpha_p + \frac{h_{pm,t}}{h_{m,t}} \alpha_c + b_1 (r_{m,t})^2 + \varepsilon_{p,t} \quad (8)$$

$$r_{m,t} = \alpha_c + \varepsilon_{m,t} \quad (9)$$

où $\varepsilon_t = (\varepsilon_{p,t}, \varepsilon_{m,t})' \sim N(0, H_t)$. Un α_p ou un b_1 significativement positif indique respectivement que les gestionnaires ont choisi de meilleurs titres que la moyenne des investisseurs ou qu'ils ont synchronisé avantageusement leurs investissements avec la prime de marché.

3.3 Ratio Sharpe conditionnel

La mesure de Sharpe se définit comme le rendement en excès du taux sans risque par unité de risque total tel que mesuré par l'écart type du portefeuille. À partir de (5), (6) et (7), nous calculons les ratios Sharpe conditionnels à chaque période t de la façon suivante:

$$\frac{r_{p,t}}{\sqrt{h_{p,t}}} \text{ pour } t = 1, \dots, T. \quad (10)$$

où $\sqrt{h_{p,t}}$ est une approximation du risque total. Selon Sharpe (1966), $\sqrt{h_{p,t}}$ serait un meilleur estimateur du risque total si la prime de marché n'était pas prise en compte dans (6). L'annexe 1 compare les moyennes des valeurs de $\sqrt{h_{p,t}}$ (pour t = 1, ... , T) pour huit fonds mutuels selon qu'on ajoute cette prime de marché ou non et montre qu'elles sont similaires. Ces similitudes s'expliquent par de faibles variations temporelles de la prime de marché espérée. Nous supposons par conséquent que le risque total est adéquatement mesuré par $\sqrt{h_{p,t}}$ défini en (5).

3.4 Ratio de Treynor conditionnel

La mesure de Treynor s'apparente au ratio de Sharpe puisqu'il s'agit du rendement en excès au taux sans risque par unité de risque où le risque total est toutefois remplacé par le bêta du portefeuille. La mesure de Treynor conditionnelle s'écrit alors comme suit :

$$\frac{r_{p,t}}{\left(\frac{h_{pm,t}}{h_{m,t}}\right)} \text{ pour } t = 1, \dots, T. \quad (11)$$

où le bêta conditionnel est celui défini en (6). La prochaine section décrit nos données.

4. LES DONNÉES

Nous étudions la performance quotidienne conditionnelle et inconditionnelle de soixante fonds mutuels d'actions américaines sur une période de cinq années débutant le 09/01/1995 et se terminant le 31/12/1999, pour un total de 1300 observations par fonds. Afin de vérifier si l'évaluation de la performance peut différer selon le type de fonds mutuels, ces derniers sont regroupés en quatre catégories, soit les fonds mutuels de croissance à revenus (CR), les fonds mutuels de croissance (C), les fonds mutuels de croissance agressive (CA) et les fonds mutuels de petites capitalisation (PC). La classification des fonds mutuels s'appuie sur celle proposée par Morningstar [CD-ROM 1998]. La complexité des systèmes d'équations à estimer nous a amenés à nous limiter à soixante fonds choisis au hasard. L'échantillon de Ferson et Schadt (1996) inclut aussi une soixantaine de fonds, ce qui s'explique par la contrainte que leur historique de rendements doit s'échelonner de 1968 à 1990.

Notre processus de sélection des fonds mutuels est le suivant. D'abord, les fonds mutuels qui ne sont pas répertoriés dans l'un des quatre groupes de Morningstar ou dont les rendements quotidiens ne sont pas disponibles pour toute la période étudiée ont été éliminés³. Les fonds mutuels dont le nom utilisé dans les banques de données de Datastream et de Morningstar n'est pas similaire et sans ambiguïté sont aussi enlevés de la banque. Parmi les fonds restants, nous avons alors sélectionné au hasard 15 fonds mutuels pour chaque catégorie de fonds.

³ Nous sommes conscients que le biais de survivance peut affecter nos résultats de performance moyens des fonds mutuels tant pour les modèles conditionnels que pour les modèles inconditionnels. Notons que pour notre échantillon de données, seulement 17 de nos 3288 fonds mutuels répertoriés dans la banque de données de Morningstar [CD-ROM 1998] qui présentaient un rendement au 01/01/1995 n'ont pas survécu au cinq années suivantes. Il est cependant probable que notre banque de données n'inclut qu'une partie des fonds n'ayant pas survécu à la période étudiée.

Les rendements quotidiens⁴ sont calculés à partir des prix et des taux de dividendes des fonds mutuels qui proviennent de la banque de données Datastream. Les rendements du titre sans risque sont ceux des bons du Trésor américains 3 mois alors que les rendements du portefeuille de marché⁵ sont ceux des titres inclus dans l'indice CRSP pondéré par leur valeur marchande. Le tableau 1 présente un sommaire statistique des rendements des fonds mutuels que nous étudions.

4 Des rendements, jugés extrêmes, ont été contrôlés au moyen de variables binaires qui prennent la valeur un à cette date et zéro autrement. Nous étudions d'abord les rendements du fonds mutuel qui sont supérieurs ou inférieurs à trois fois l'écart type de leur distribution. Dans un plan à deux dimensions, nous inspectons ces rendements du fonds par rapport à ceux du portefeuille de marché et les rendements qui sont alors jugés extrêmes sont contrôlés par des variables binaires. L'annexe 2 présente les dates pour lesquelles une variable binaire est utilisée pour chaque fonds mutuel. Ces rendements extrêmes peuvent s'expliquer par une baisse du prix du fonds attribuable à une dilution de son avoir pour tenir compte de la divulgation des gains en capital réalisés par la gestion active des fonds. L'incidence de cette dévaluation sur le portefeuille de l'investisseur est nulle avant impôt puisqu'elle est compensée par l'octroi de nouvelles parts de fonds mutuels. Cette dévaluation, due à la dilution de l'avoir du fonds, permet cependant d'éviter une double imposition pour l'investisseur au moment de la revente de ses parts puisque c'est l'investisseur qui doit payer l'impôt sur les gains en capital réalisés par la gestion active du fonds.

5 Le choix du portefeuille de marché est sujet à la critique de Roll et nos résultats pourraient s'avérer différents en utilisant un autre portefeuille de référence [Lehman et Modest (1988) et Grinblatt et Titman (1994)].

Tableau 1
Sommaire statistique des rendements excédentaires au taux sans risque

Pour chaque fonds mutuel, notre banque de données inclut 1300 observations sur une période de 5 années, soit du 09/01/1995 au 31/12/1999. Les regroupements des fonds mutuels, selon leur objectif et leur politique d'investissement, proviennent du CD-ROM de Morningstar 1998, soit 15 fonds de croissance à revenus (CR), 15 fonds de croissance (C), 15 fonds de croissance agressive (CA) et 15 fonds de petites capitalisations (PC). Les statistiques présentées sont la moyenne, l'écart type, le minimum et le maximum des rendements quotidiens de chaque fonds mutuel après avoir contrôlé pour certaines observations extrêmes par des variables binaires. Les résultats moyens pour chaque groupe de fonds mutuels font référence à la moyenne des statistiques individuelles de tous les fonds. Les autres statistiques sont celles liées aux tests de normalité de Jarque-Bera⁶ (Test JB) ainsi que les statistiques Ljung-Box⁷ (Q-test) pour l'autocorrélation des résidus et l'autocorrélation des résidus au carré pour des retards d'ordre 10. Pour ces tests, les symboles * et ** indiquent qu'on rejette l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation à un niveau de confiance de respectivement 95 % et 99 %.

Cusip des fonds mutuels	Moy (x100)	Écart Type (x100)	Max	Min	Test JB	Qtest K=10	Q ² test k=10
PETITES CAPITALISATIONS							
00078H794	0,028	1,181	0,06335	-0,09403	2753,9**	52,513**	253,41**
91928101	0,094	1,394	0,05989	-0,07879	846,4**	46,364**	246,42**
315912303	0,032	0,949	0,03800	-0,06235	1619,1**	82,222**	492,07**
48840B876	0,032	0,804	0,03105	-0,05682	1852,0**	96,834**	378,39**
543487300	0,055	1,115	0,05590	-0,07301	1413,9**	53,144**	364,48**
72146E533	0,040	0,710	0,03169	-0,04919	1940,3**	76,48**	459,02**
816334106	0,029	0,787	0,03251	-0,05306	1501,7**	24,909**	363,6**
921133609	0,050	0,873	0,05018	-0,06027	2437,4**	27,231**	557,4**
928966654	0,081	1,143	0,06172	-0,09833	2315,3**	45,426**	287,69**
81114R103	0,017	0,640	0,02590	-0,03914	784,1**	50,076**	307,84**
589619105	0,058	1,101	0,05173	-0,07496	1526,1**	39,284**	321,22**
653740100	0,042	0,988	0,04151	-0,06846	1416,3**	74,906**	308,82**
808530109	0,084	1,336	0,05331	-0,10583	1474,2**	46,768**	127,58**
816272108	0,059	0,790	0,03504	-0,06524	3757,2**	41,163**	289,79**
867031205	0,063	1,051	0,04769	-0,07496	1861,8**	72,93**	565,95**
Moyenne	0,051	1,009	0,04530	-0,07030	1833,4**	55,35**	354,9**

6 En calculant préalablement les facteurs d'asymétrie et d'aplatissement d'une distribution, la statistique de Jarque-Bera sur la normalité des rendements excédentaires teste l'hypothèse jointe que les valeurs de ces facteurs ne sont pas différentes de celles de la loi normale. Cette statistique suit une distribution χ^2 avec deux degrés de liberté.

7 La statistique de Ljung-Box teste l'hypothèse d'absence d'autocorrélation pour les k coefficients d'autocorrélation (ρ_k). Cette statistique suit asymptotiquement une χ^2 avec k degrés de liberté.

ÉVALUATION DE LA PERFORMANCE DES FONDS MUTUELS LORSQUE LES MESURES DE RISQUE
SONT ESTIMÉES AVEC UNE PARAMÉTRISATION GARCH

Suite du tableau 1

FONDS DE CROISSANCE À								
REVENUS								
7962103	0,046	0,905	0,04729	-0,06306	1660,2**	17,037	229,09**	
42086884	0,069	1,101	0,05374	-0,08522	1724,6**	17,055	175,88**	
217458108	0,079	1,052	0,05359	-0,08383	1485,5**	30,057**	150,81**	
256219106	0,081	0,988	0,04991	-0,07116	1827,1**	19,374**	184,65**	
742975105	0,033	0,616	0,02186	-0,03612	252,04**	21,325**	68,36**	
783925100	0,054	0,902	0,04464	-0,06456	1845,7**	24,846**	250,9**	
00078H844	0,055	0,814	0,03817	-0,06166	1278,7**	12,267	127,21**	
921936100	0,042	0,875	0,04129	-0,06081	1617,2**	17,414	194,39**	
91927673	0,077	0,926	0,04247	-0,06973	1909,7**	20,053**	152,34**	
233203827	0,074	0,990	0,04981	-0,07112	1864,8**	17,18	183,78**	
300237781	0,082	1,032	0,04992	-0,06874	1931,2**	18,174	173,79**	
36158B109	0,065	0,907	0,04892	-0,07201	3032,1**	15,504	182,1**	
490563830	0,060	0,901	0,04390	-0,06648	1628,8**	11,122	209,51**	
626129761	0,057	0,841	0,03725	-0,06376	1139,6**	17,53	105,66**	
68380D207	0,082	1,031	0,04992	-0,06874	746,3**	11,476	228,16**	
Moyenne	0,064	0,923	0,04483	-0,06730	1596,2**	18,027	174,44**	
FONDS DE CROISSANCE								
56177108	0,045	0,860	0,04541	-0,06156	1277,2**	14,861	300,35**	
105114102	0,078	1,088	0,05568	-0,07859	1632,1**	27,808**	233,63**	
53054M808	0,078	0,994	0,04964	-0,07116	1822,0**	19,275*	175,38**	
55847107	0,059	0,939	0,04232	-0,06303	1087,5**	24,599**	218,59**	
357378405	0,079	0,965	0,05206	-0,06624	1396,4**	24,453**	188,73**	
717588107	0,012	1,022	0,07091	-0,09143	4589,2**	10,188	234,92**	
83181K862	0,061	0,948	0,04815	-0,07152	2366,6**	13,904	206,62**	
261970107	0,060	1,017	0,05056	-0,07820	3408,2**	13,629	166,06**	
466002102	0,055	0,879	0,04749	-0,05994	1206,1**	42,669**	287,51**	
305194102	0,089	1,112	0,06152	-0,08524	2242,8**	24,72**	366,19**	
339370207	0,044	1,318	0,05169	-0,08470	1019,7**	25,409**	312,22**	
471023101	0,046	0,829	0,04331	-0,04735	326,2**	26,845**	76,63**	
957904717	0,047	0,919	0,04945	-0,07076	2139,6**	11,577	313,83**	
701765109	0,054	0,829	0,03758	-0,06130	1452,4**	11,741	215,49**	
836083105	0,068	1,226	0,06017	-0,09529	2039,7**	30,613**	175,24**	
Moyenne	0,058	0,996	0,05106	-0,07242	1867,0**	21,486*	231,43**	
FONDS DE CROISSANCE								
AGRESSIVE								
1877E107	0,058	1,022	0,04700	-0,07504	2279,3**	79,714**	563,76**	
245905104	0,039	0,797	0,04625	-0,06004	2828,3**	57,144**	426,23**	
261985105	0,090	1,317	0,05734	-0,08343	751,7**	45,944**	290,67**	
300340106	0,076	1,188	0,06587	-0,07831	2263,6**	33,07**	281,43**	
718900509	-0,010	1,216	0,05315	-0,10535	4021,4**	36,805**	170,65**	
693389397	0,071	1,499	0,06065	-0,09021	636,4**	21,106**	226,42**	
857475107	0,070	1,164	0,06039	-0,08580	1516,7**	15,792	163,59**	
920447109	0,107	1,375	0,06425	-0,10317	1891,1**	23,862**	146,58**	
920457108	0,050	1,368	0,05380	-0,09872	1503,4**	39,109**	262,24**	
56173107	0,091	1,318	0,07030	-0,09186	1679,3**	24,015**	180,96**	
471023507	0,079	1,297	0,05972	-0,09649	1873,9**	5,9827	140,19**	
875921405	0,050	1,258	0,05340	-0,08809	902,3**	27,807**	231,73**	
714199304	0,044	1,059	0,04384	-0,07141	1448,3**	61,734**	431,19**	
746916105	0,088	1,269	0,06883	-0,09175	1808,2**	18,097	258,64**	
8318H2204	0,088	1,038	0,05397	-0,08246	4130,7**	40,183**	295,82**	
Moyenne	0,066	1,2128	0,05255	-0,08681	1968,9**	35,357**	271,34**	

Les résultats des tests de Jarque-Bera indiquent qu'on rejette pour tous les fonds mutuels l'hypothèse de normalité de la distribution des rendements en excès au taux sans risque. Il est toutefois reconnu dans la littérature financière que le coefficient d'aplatissement d'une distribution de rendements historiques sur une fréquence élevée est supérieur à celui d'une distribution normale et que cette différence peut s'expliquer en partie par des rendements qui suivent un processus de diffusion de type GARCH.

Les Q-tests(10) rejettent à un seuil de 5 % l'hypothèse d'absence d'autocorrélation des rendements excédentaires au taux sans risque pour 41 des 60 fonds mutuels. Notons que dans le cas des fonds de croissance à revenus, on ne rejette pas l'absence d'autocorrélation pour la majorité des fonds. Enfin, les Q^2 -tests(10) rejettent à un seuil de 5 % l'absence d'autocorrélation des rendements excédentaires au carré pour tous les fonds mutuels.

Somme toute, ces résultats suggèrent qu'une modélisation des rendements des fonds mutuels qui omet des variables retardées dans les équations de rendements et des seconds moments serait mal spécifiée et pourrait biaiser les paramètres des mesures de performance. La prochaine section présente les versions empiriques de nos mesures de performance conditionnelles et inconditionnelles.

5. RÉSULTATS DES VERSIONS EMPIRIQUES DES MODÈLES CONDITIONNELS ET INCONDITIONNELS

La version empirique des modèles définis précédemment tient compte d'un certain nombre de corrections imposées par la présence de phénomènes financiers et statistiques. L'effet lundi a été identifié par French (1980) et peut être attribuable à la propension des gestionnaires d'entreprises à annoncer leurs nouvelles négatives les jours de fermeture des marchés. Lo et MacKinlay (1990) traitent des rendements excédentaires qui suivent un processus autorégressif, ce qui peut être imputable à l'assimilation graduelle de l'information publique par les marchés. Il est fréquent dans la littérature sur les modèles GARCH de contrôler pour ces phénomènes dans l'équation de rendements [Busse, 1999; Beaulieu, 1998]. Deux variables sont introduites dans les équations de rendements, il s'agit de l'effet lundi [$lundi_t$] et d'une variable dépendante retardée d'une période, $r_{p,t-1}$ ou $r_{m,t-1}$ selon le cas. La variable $lundi_t$ prend la valeur un lors du premier jour ouvrable de la semaine et zéro autrement.

Notre modèle inclut aussi dans l'équation de rendements du fonds mutuel N_p variables binaires [$date_{kp,t}$] qui servent à contrôler les variations de valeurs marchandes extrêmes observées à certaines dates. Nous filtrons les rendements du fonds mutuel qui sont supérieurs ou inférieurs à trois fois l'écart type de leur distribution. Certains de ces rendements peuvent s'expliquer par des variations de prix à la baisse à la suite d'une dilution de l'avoir du fonds pour tenir compte des gains en capital réalisés par la gestion active des fonds. Puisque c'est à l'investisseur que revient l'impôt à payer sur ce gain en capital en cours d'année, ce dernier se voit octroyer de nouvelles parts de sorte que la dilution de l'avoir du fonds permette d'éviter une double imposition sur ces gains au moment de la revente des parts par l'investisseur. Des variables binaires sont incorporées aux équations de rendements des fonds mutuels et prennent la valeur un à la date contrôlée et zéro autrement.

La matrice des seconds moments des termes d'erreur d'un fonds mutuel et du portefeuille de marché est estimée par la paramétrisation BEKK asymétrique bivariée proposée par Kroner et Ng (1998). Le modèle BEKK est non seulement fréquemment utilisé dans la littérature GARCH (Beaulieu, 1998; McCurdy et Morgan, 1992) mais il est l'un des plus généraux et permet par sa forme quadratique d'obtenir une matrice définie positive. Le terme asymétrique distingue pour sa part l'incidence des termes d'erreur positifs et négatifs sur l'estimation des seconds moments. Cette distinction a été justifiée par l'attente

d'une augmentation plus élevée du risque lorsque le terme d'erreur est négatif puisque le ratio d'endettement moyen des titres inclus dans ce portefeuille s'est accru.

Le modèle empirique est donc représenté par un système d'équations estimées simultanément dont (12) et (13) décrivent respectivement les rendements du fonds mutuel (p) et du portefeuille de marché (m), et (14) définit la matrice des seconds moments des termes d'erreur.

$$r_{p,t} = \alpha_p^c + \mu \frac{h_{pm,t}}{h_{m,t}} (r_{m,t} - \varepsilon_{m,t}) + \gamma_p \text{lundi}_t + \phi_p r_{p,t-1} + \sum_{k=1}^{N_p} \lambda_{kp} \text{date}_{kp,t} + \varepsilon_{p,t} \quad (12)$$

$$r_{m,t} = \alpha_m^c + \gamma_m \text{lundi}_t + \phi_m r_{m,t-1} + \varepsilon_{m,t} \quad (13)$$

$$H_t = C' C + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A + B' H_{t-1} B + G' \eta_{t-1} \eta_{t-1}' G \quad (14)$$

$$\text{où } \varepsilon_t = (\varepsilon_{p,t}, \varepsilon_{m,t})' \sim N(0, H_t) \quad (15)$$

γ_i , ϕ_i et λ_{kp} sont les coefficients liés respectivement à l'effet lundi, à la variable autorégressée et aux observations extrêmes pour l'équation des rendements excédentaires du fonds mutuel et du portefeuille de marché ($i = p$ ou m). α_m^c est la constante dans l'équation de rendements du portefeuille de marché alors que α_p^c correspond à l'alpha de Jensen pour le modèle conditionnel. De façon à comparer les mesures de performance conditionnelles à leur équivalent inconditionnel, nous contraignons le coefficient μ à prendre la valeur 1.

Pour la matrice des seconds moments, nous définissons C telle une matrice triangulaire supérieure 2×2 dont les paramètres sont liés à l'effet de la constante, B une matrice symétrique 2×2 dont les paramètres sont liés à l'effet GARCH, A une matrice symétrique 2×2 dont les paramètres sont liés à l'effet ARCH et G une matrice symétrique 2×2 dont les paramètres sont liés à l'effet asymétrique. Enfin, η_t est un vecteur $(\eta_{m,t}, \eta_{p,t})'$ où $\eta_{m,t} : \max [0, -\varepsilon_{m,t}]$ et $\eta_{p,t} : \max [0, -\varepsilon_{p,t}]$. La prochaine section traite des estimations des seconds moments.

5.1 Estimations des seconds moments

Cette section présente les estimations des paramètres liés aux équations des seconds moments des fonds mutuels ainsi qu'un sommaire statistique des mesures de risque pour chaque groupe de fonds mutuels. Ensuite, les résultats des tests diagnostiques sur la spécification des seconds moments des fonds mutuels sont aussi traités.

Les résultats⁸ sur l'estimation des paramètres des équations des seconds moments suggèrent qu'un modèle conditionnel peut influencer l'évaluation de la performance puisqu'il tient compte des variations temporelles des mesures de risque. Le tableau 2 montre en effet que la moyenne des statistiques t de chaque coefficient indicé p ou m est significative à un niveau de confiance de 95 %. De plus, la proportion moyenne des fonds mutuels qui montre des paramètres indicés p ou m significatifs s'élève à 90 %. Les paramètres indicés pm des équations de covariances obtiennent un pourcentage moyen de cas significatifs moins élevés, soit 53 %.

⁸ Ces résultats sont obtenus en utilisant le logiciel BIGARCH de Tom H. McCurdy et leun G. MORGAN de l'université Queen.

Tableau 2
Estimation des seconds moments à partir de la paramétrisation BEKK
asymétrique bivariée

Ce tableau présente les résultats agrégés de l'estimation de la paramétrisation BEKK asymétrique bivariée pour chaque groupe de fonds mutuels, soit les fonds de croissance à revenus (CR), les fonds de croissance (C), les fonds de croissance agressive (CA), les fonds de petites capitalisations (PC) et tous les fonds (total). Les séries de rendements quotidiens débutent le 09/01/1995 jusqu'au 31/12/1999. Dans le système d'équations des seconds moments suivants, la matrice 2x2 triangulaire C et les matrices 2x2 symétriques A, B et G représentent les coefficients estimés.

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{p,t} & h_{pm,t} \\ h_{pm,t} & h_{m,t} \end{bmatrix} = C' C + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A + B' H_{t-1} B + G' \eta_{t-1} \eta'_{t-1} G$$

La première section du tableau indique, pour chaque catégorie de fonds mutuels, la moyenne des coefficients indicés p ou m en valeur absolue alors que la seconde section présente les résultats des coefficients indicés pm. La moyenne de leur statistique t en valeur absolue est présentée entre parenthèses. Les symboles ** et * indiquent que les statistiques t moyennes d'un groupe de fonds mutuels sont significativement différentes de zéro à un niveau de confiance de 99 % et 95 % respectivement. Nous indiquons entre crochets le pourcentage de fonds qui obtiennent un coefficient significatif à plus de 95 %.

	Variance conditionnelle du fonds [$h_{p,t}$]				Variance conditionnelle du marché [$h_{m,t}$]			
	c_p	a_p	b_p	g_p	c_m	a_m	b_m	g_m
	Moyenne des coefficients en valeur absolue pour les équations des variances conditionnelles (Moyenne des statistiques t en valeur absolue pour les équations des variances conditionnelles) [% de fonds pour lequel le coefficient est significatif à 95 %]							
CR	0,010** (4,640) [93 %]	0,200** (3,743) [80 %]	0,865** (34,769) [100 %]	0,226 ** (3,035) [53 %]	0,013 ** (4,398) [93 %]	0,214 ** (3,994) [93 %]	0,853 ** (31,538) [100 %]	0,308 ** (4,085) [87 %]
C	0,011** (3,865) [93 %]	0,150** (2,492) [60 %]	0,888** (37,162) [100 %]	0,295 ** (4,510) [86 %]	0,014** (4,971) [93 %]	0,152** (2,737) [53 %]	0,883** (38,196) [100 %]	0,311** (4,360) [80 %]
CA	0,012** (5,007) [100 %]	0,163 ** (3,713) [80 %]	0,927 ** (60,043) [100 %]	0,347 ** (6,046) [100 %]	0,014 ** (5,162) [100 %]	0,162** (3,956) [87 %]	0,944 ** (73,306) [100 %]	0,277 ** (4,963) [100 %]
PC	0,011 ** (5,151) [100 %]	0,182 ** (3,716) [72 %]	0,922 ** (56,367) [100 %]	0,329 ** (5,807) [100 %]	0,015 ** (5,185) [100 %]	0,117 ** (2,537) [66 %]	0,937 ** (62,35) [100 %]	0,356 ** (5,887) [100 %]
	Covariance conditionnelle [$h_{pm,t}$]							
		c_{pm}	a_{pm}	b_{pm}	g_{pm}			
CR		0,012 ** (3,114) [87 %]	0,121 ** (2,564) [80 %]	0,084 (1,921) [53 %]	0,1306 (1,928) [60 %]			
C		0,011** (3,323) [87 %]	0,072 (1,406) [33 %]	0,063 (1,360) [33 %]	0,094 (1,438) [33 %]			
CA		0,017 ** (4,202) [93 %]	0,038 (1,265) [33 %]	0,011 (1,066) [13 %]	0,106 ** (2,406) [87 %]			
PC		0,014 ** (3,661) [87 %]	0,051 (1,426) [27 %]	0,013 (0,904) [20 %]	0,068 (1,255) [20 %]			

Le tableau 3 présente un sommaire statistique des mesures de risque conditionnelles et inconditionnelles pour chaque groupe de fonds et pour l'ensemble des fonds. D'une part, ces statistiques montrent que les mesures de risque conditionnelles sont en moyenne semblables à leur équivalent inconditionnel. D'autre part, les niveaux des mesures de risque conditionnelles ou non des groupes de fonds correspondent à nos attentes. Par exemple, les fonds de croissance agressive obtiennent un bêta moyen et un risque total moyen supérieurs aux autres groupes de fonds, ce qui s'explique par leurs investissements plus risqués. Ce groupe de fonds est d'ailleurs le seul à présenter des bêtas conditionnels (1,06) et inconditionnels (1,09) en moyenne supérieurs à un. Notons aussi que les fonds de petites capitalisations ont en moyenne le bêta le plus faible ainsi que le deuxième risque total le plus élevé. Ce résultat s'explique évidemment par un risque spécifique plus élevé à assumer lorsque les gestionnaires de portefeuille sont contraints à investir dans une catégorie de titres qui n'est pas représentative de l'ensemble du marché. Tel qu'attendu, les fonds de croissance à revenus obtiennent en moyenne un bêta conditionnel et inconditionnel près de un et un risque total plus faible que les autres groupes de fonds, suivis de près par les fonds de croissance.

Tableau 3
Sommaire statistique des mesures de risque conditionnelles et inconditionnelles

La première section de ce tableau présente les résultats moyens pour respectivement la moyenne, la variance, le maximum et le minimum du bêta et du risque total des modèles conditionnels pour chaque groupe de fonds mutuels, soit les fonds de croissance à revenus (CR), les fonds de croissance (C), les fonds de croissance agressive (CA) les fonds de petites capitalisations (PC) et tous les fonds (total). Ces mesures de risque sont estimées à l'aide des équations (12), (13) et (14). La deuxième section indique la valeur de ces mesures de risque pour les modèles inconditionnels.

Statistiques sur les mesures de risque conditionnelles moyennes								
	Bêta conditionnel				Risque total conditionnel			
	Moy	Écart Type	Max	Min	Moy	Écart Type	Max	Min
CR	0,9449	0,0876	1,2078	0,3225	0,0091	0,0093	0,0948	0,0005
C	0,9391	0,1156	1,3264	0,4407	0,0106	0,0118	0,1220	0,0006
CA	1,0598	0,2013	1,7739	0,5163	0,0159	0,0185	0,2003	0,0011
PC	0,8142	0,1864	1,5198	0,2936	0,0112	0,0133	0,1346	0,0007
Total	0,9395	0,1477	1,4570	0,3933	0,0117	0,0132	0,1379	0,0007

Statistiques sur les mesures de risque inconditionnelles		
	Bêta Inconditionnel	Risque total inconditionnel
CR	0,9343	0,0087
C	0,9585	0,0101
CA	1,0872	0,0148
PC	0,8412	0,0105
Total	0,9553	0,0110

Notre analyse de l'estimation des seconds moments serait incomplète sans l'application de tests diagnostiques sur la spécification de notre modèle. Des tests diagnostiques développés par Engle et Ng (1993) et généralisés aux covariances conditionnelles par Kroner et Ng (1998) vérifient s'il est possible de prédire les seconds moments par certaines variables observées à la période t-1 qui n'ont pas été incluses dans le modèle décrit en (14). Nos résultats présentés au tableau 4 indiquent qu'un seul de ces tests est significatif pour plus de 10 % [12 %] des fonds mutuels, soit le test du biais de signe du portefeuille de marché appliqué à la covariance conditionnelle. Ces tests montrent que les seconds moments des fonds mutuels seraient adéquatement estimés.

Tableau 4
**Tests diagnostiques des seconds moments estimés
à partir de la paramétrisation BEKK asymétrique bivariée**

La première section du tableau 4 montre les résultats agrégés des tests diagnostiques sur les termes d'erreur au carré standardisés, soit les tests du biais de signe et du biais de taille négatif d'Engle et Ng (1993). $I(\cdot)$ réfère à une variable binaire qui prend la valeur un lorsque la condition est respectée et zéro autrement. Dans la deuxième section, nous indiquons les résultats des tests proposés par Kroner et Ng (1998) sur les covariances conditionnelles. Pour chaque test diagnostique, nous présentons la probabilité moyenne de rejeter H_0 pour les fonds de croissance à revenus (CR), les fonds de croissance (C), les fonds de croissance agressive (CA) les fonds de petites capitalisations (PC) et tous les fonds (total). Nous indiquons entre crochets le pourcentage de fonds pour lequel le test s'avère significatif à plus de 95 %.

Tests diagnostiques d'Engle et Ng (1993) sur l'estimation des variances conditionnelles						
	Des fonds mutuels		De la prime de marché			
	$I(\varepsilon_{p,t-1} < 0)$	$\varepsilon_{p,t-1} \cdot I(\varepsilon_{p,t-1} < 0)$	$I(\varepsilon_{m,t-1} < 0)$	$\varepsilon_{m,t-1} \cdot I(\varepsilon_{m,t-1} < 0)$		
CR	0,490 [0 %]	0,529 [0 %]	0,441 [0 %]	0,480 [0 %]		
C	0,364 [13 %]	0,610 [0 %]	0,474 [0 %]	0,545 [0 %]		
CA	0,519 [0 %]	0,695 [0 %]	0,368 [7 %]	0,368 [0 %]		
PC	0,580 [0 %]	0,527 [0 %]	0,261 [0 %]	0,257 [0 %]		
Total	0,488 [3 %]	0,590 [0 %]	0,386 [2 %]	0,413 [0 %]		
Tests diagnostiques de Kroner et Ng (1998) sur l'estimation des covariances conditionnelles						
	$I(\varepsilon_{m,t-1} < 0)$	$I(\varepsilon_{p,t-1} < 0)$	$I(\varepsilon_{m,t-1} < 0;$ $\varepsilon_{p,t-1} < 0)$	$I(\varepsilon_{m,t-1} < 0;$ $\varepsilon_{p,t-1} > 0)$	$I(\varepsilon_{m,t-1} > 0;$ $\varepsilon_{p,t-1} < 0)$	$I(\varepsilon_{m,t-1} > 0;$ $\varepsilon_{p,t-1} > 0)$
CR	0,660 [0 %]	0,511 [0 %]	0,480 [13 %]	0,583 [0 %]	0,655 [0 %]	0,546 [0 %]
C	0,509 [0 %]	0,415 [33 %]	0,425 [7 %]	0,454 [0 %]	0,627 [0 %]	0,407 [20 %]
CA	0,557 [0 %]	0,579 [13 %]	0,643 [0 %]	0,533 [0 %]	0,628 [0 %]	0,488 [0 %]
PC	0,620 [0 %]	0,485 [0 %]	0,576 [7 %]	0,441 [13 %]	0,588 [0 %]	0,528 [0 %]
Total	0,587 [0 %]	0,498 [12 %]	0,531 [7 %]	0,503 [3 %]	0,625 [0 %]	0,492 [5 %]

Somme toute, les résultats de ces tests diagnostiques sont cohérents avec ceux généralement obtenus dans la littérature empirique et montrent que les seconds moments peuvent être estimés par une paramétrisation BEKK asymétrique bivariée. Les prochaines sections comparent les résultats entre les mesures de performance conditionnelles et inconditionnelles.

5.2 Mesures de performance de Jensen

Cette section définit la mesure de performance inconditionnelle à la Jensen et compare ces résultats aux modèles conditionnels. Pour chaque fonds mutuel, l'alpha de Jensen du modèle inconditionnel est estimé à partir du modèle suivant :

$$r_{p,t} = \alpha_p^i + \beta_1 r_{m,t} + \beta_3 lund_i + \beta_4 r_{p,t-1} + \sum_{k=1}^{N_p} \lambda_{kp} date_{kp,t} + u_{p,t} \quad (16)$$

où $u_{p,t} \sim N(0, \sigma_{u_p}^2)$. Le bêta [β_1] et le risque spécifique [$\sigma_{u_p}^2$] du fonds mutuel sont ainsi supposés constants dans le temps. À l'instar des modèles conditionnels, des variables contrôlent pour l'effet lundi, l'autocorrélation des rendements ainsi que pour les observations extrêmes.

Le tableau 5 compare la distribution en coupe transversale des statistiques t des alphas de Jensen conditionnels (α_p^c) à celle des statistiques t des alphas inconditionnels (α_p^i). La première section indique la moyenne des alphas conditionnels et inconditionnels et la moyenne de leur statistique t pour chaque groupe de fonds mutuels et pour l'ensemble des fonds. La deuxième section montre la proportion d'alphas répertoriés dans les différents intervalles de valeur des statistiques t.

Tableau 5
**Distribution en coupe transversale des statistiques t des alphas des modèles
inconditionnels et conditionnels**

Les distributions en coupe transversale des alphas des modèles inconditionnels et conditionnels sont étudiées pour l'ensemble des fonds mutuels (Total) et subdivisées selon les regroupements des fonds mutuels, soit les 15 fonds de croissance à revenus (CR), les 15 fonds de croissance (C), les 15 fonds de croissance agressive (CA) et les 15 fonds de petites capitalisations (PC). Pour chacune des distributions en coupe transversale, nous présentons la moyenne des alphas et des statistiques t ainsi que pour différents intervalles de valeur de statistique t, la proportion d'observations obtenues.

	Modèle inconditionnel (α_p^i)					Modèle conditionnel (α_p^c)				
	CR	C	CA	PC	Total	CR	C	CA	PC	Total
Moy. coef.	-0,001	-0,001	0,000	0,000	-0,001	-0,001	-0,001	0,001	0,001	0,000
Moy. stat. t	-1,318	-0,896	0,0276	0,0723	-0,529	-1,281	-0,523	0,2643	0,6751	-0,216
t ≤ -2,326	0,1333	0,0667	0,0666	0,0000	0,0667	0,2000	0,0667	0,0000	0,0000	0,0667
-2,326 < t ≤ -1,960	0,0667	0,2000	0,0000	0,0000	0,0667	0,0667	0,0000	0,0000	0,0000	0,0167
-1,960 < t ≤ -1,645	0,2000	0,0667	0,0000	0,0000	0,0667	0,0667	0,0667	0,0000	0,0000	0,0334
-1,645 < t ≤ -1,282	0,1333	0,0000	0,0000	0,0000	0,0333	0,0000	0,0667	0,0666	0,0000	0,0333
-1,282 < t ≤ 0,0	0,4000	0,3333	0,3333	0,4000	0,3667	0,6000	0,4000	0,3333	0,2667	0,4000
0,0 < t < 1,282	0,0667	0,3333	0,5333	0,6000	0,3833	0,0667	0,4000	0,4666	0,5333	0,3667
1,282 ≤ t < 1,645	0,0000	0,0000	0,0666	0,0000	0,0167	0,0000	0,0000	0,0000	0,0667	0,0167
1,645 ≤ t < 1,960	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0666	0,0667	0,0333
1,960 ≤ t < 2,326	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0667	0,0167
t ≥ 2,326	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0666	0,0000	0,0167

Les résultats des mesures de performance du modèle inconditionnel sont cohérents avec ceux généralement obtenus dans la littérature financière empirique, c'est-à-dire qu'en moyenne les fonds mutuels sont sous-performants par rapport à l'indice de marché (Jensen, 1968). En effet, 60 % des fonds obtiennent des alphas négatifs et toutes les performances significativement différentes de zéro à un niveau de confiance de 95 % [à 95 %] sont négatives, ce qui représente 13 % de tous les fonds mutuels. Même si 58,3 % des fonds présentent toujours des alphas négatifs lorsque les mesures de risque sont conditionnelles, notons que seulement 8,34 % sont significativement négatifs alors que 3,34 % sont significativement positifs à 95 %.

5.3 Mesures de performance de Treynor et Mazuy

Cette section définit les mesures de performance conditionnelles et inconditionnelles de Treynor et Mazuy et compare leurs résultats. En ajoutant le terme quadratique de Treynor et Mazuy dans (12) et (16), les équations de rendements du fonds pour les modèles conditionnels et inconditionnels deviennent :

$$r_{p,t} = \alpha_p^c + \frac{h_{pm,t}}{h_{m,t}} (r_{m,t} - \varepsilon_{m,t}) + b_1 (r_{m,t})^2 + \gamma_p lundit_i + \phi_p r_{p,t-1} + \sum_{k=1}^{N_p} \lambda_{kp} date_{kp,t} + \varepsilon_{p,t} \quad (17)$$

$$r_{p,t} = \alpha_p^i + \beta_1 r_{m,t} + \beta_2 (r_{m,t})^2 + \beta_3 lundit_i + \beta_4 r_{p,t-1} + \sum_{k=1}^{N_p} \lambda_{kp} date_{kp,t} + u_{p,t} \quad (18)$$

Les mesures de performance conditionnelles sont alors obtenues en estimant simultanément (13), (14) et (17). Le tableau 6 compare les distributions en coupe transversale des mesures de performance des modèles conditionnels et inconditionnels associées à la sélectivité des titres ainsi que celles liées à la synchronisation des investissements, soit les α_p^c et α_p^i d'une part et les b_1 et les β_2 d'autre part.

Nos résultats indiquent que ces mesures de performance diffèrent selon que le modèle est conditionnel ou inconditionnel. Les pourcentages d'alphas inconditionnels significativement négatifs et significativement positifs sont respectivement de 15 % et 1,6 %, comparativement à 6,6 % et de 8,3 % pour le modèle conditionnel. Les β_2 du modèle inconditionnel sont majoritairement différents de zéro à 95 %, soit 46,6 % et 16,7 % qui sont respectivement significativement négatifs et significativement positifs. Ces résultats sont similaires à ceux obtenus par Bollen et Busse (2001) dont 69 % des fonds étudiés montrent un coefficient lié à la synchronisation de Treynor et Mazuy significativement positif ou négatif. Toutefois, le fait qu'une si forte proportion de β_2 s'avèrent significatifs suggère que le modèle inconditionnel puisse être mal spécifié puisqu'il est peu probable qu'une si forte majorité de fonds mutuels choisis au hasard obtiennent une performance anormale par rapport au portefeuille de marché. C'est d'ailleurs ce que suggère les résultats de notre paramétrisation conditionnelle du risque.

RÉSULTATS DES VERSIONS EMPIRIQUES DES MODÈLES
CONDITIONNELS ET INCONDITIONNELS

Pour le modèle conditionnel, le pourcentage de fonds qui obtient une performance significative diminue en effet à 21,6 %, soit 16,6 % négatifs contre 5 % positifs. Cette forte diminution du nombre de performance anormale liée à la synchronisation des investissements est probablement attribuable à une meilleure évaluation quotidienne du risque lorsque les mesures sont conditionnelles plutôt qu'inconditionnelles. La prochaine section compare à l'aide de tests formels les mesures de performance des modèles conditionnels et inconditionnels.

Tableau 6
Distribution en coupe transversale des statistiques t des mesures de performance liées à la sélectivité des titres et à la synchronisation des investissements des modèles inconditionnels et conditionnels

Les distributions en coupe transversale des α_p^i et des α_p^c ainsi que des β_2 et des b_1 sont étudiées pour chaque groupe de fonds mutuels et pour l'ensemble des fonds, soit les fonds de croissance à revenus (CR), les fonds de croissance (C), les fonds de croissance agressive (CA) les fonds de petites capitalisations (PC) et tous les fonds (total). Pour chacun de ces groupes, nous présentons d'abord la moyenne des coefficients estimés [x] ainsi que celle de leur statistique t [T(x)]. Pour chaque mesure de performance, nous indiquons ensuite les proportions de fonds mutuels qui se situent dans différents intervalles de statistiques t

	Sélectivité des titres				Synchronisation des investissements			
	α_p^i	T(α_p^i)	α_p^c	T(α_p^c)	β_2	T(β_2)	b_1	T(b_1)
CR	-0,0017	-1,7034	-0,0015	-1,2738	0,0479	1,4755	0,0239	0,4532
C	-0,0007	-0,8259	-0,0005	-0,4960	-0,0389	-0,1291	-0,0180	0,0804
CA	0,0013	0,5785	0,0009	0,4683	-0,1662	-2,0037	-0,0813	-0,7532
PC	0,0022	1,0047	0,0018	1,0508	-0,2525	-3,4353	-0,1146	-1,4180
Total	0,0003	-0,2365	0,0002	-0,0627	-0,1024	-1,0232	-0,0475	-0,4094

	Modèle inconditionnel T(α_p^i)					Modèle conditionnel T(α_p^c)				
	CR	C	CA	PC	Total	CR	C	CA	PC	Total
t ≤ -2,326	0,4000	0,1333	0,0000	0,0000	0,1333	0,0000	0,0667	0,0000	0,0000	0,0167
-2,326 < t ≤ -1,960	0,0000	0,0667	0,0000	0,0000	0,0167	0,2000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0500
-1,960 < t ≤ -1,645	0,0000	0,2000	0,0000	0,0000	0,0500	0,2000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0500
-1,645 < t ≤ -1,282	0,1333	0,0000	0,0000	0,0000	0,0333	0,1333	0,1333	0,0667	0,0000	0,0833
-1,282 < t ≤ 0,0	0,4667	0,1333	0,2667	0,0667	0,2334	0,4667	0,4000	0,3333	0,1333	0,3333
0,0 < t < 1,282	0,0000	0,4667	0,4667	0,6667	0,4000	0,0000	0,3333	0,4000	0,4667	0,3000
1,282 ≤ t < 1,645	0,0000	0,0000	0,2000	0,0667	0,0667	0,0000	0,0667	0,0667	0,2000	0,0834
1,645 ≤ t < 1,960	0,0000	0,0000	0,0000	0,2000	0,0500	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1,960 ≤ t < 2,326	0,0000	0,0000	0,0667	0,0000	0,0167	0,0000	0,0000	0,0667	0,1333	0,0500
t ≥ 2,326	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0667	0,0667	0,0334

RÉSULTATS DES VERSIONS EMPIRIQUES DES MODÈLES
CONDITIONNELS ET INCONDITIONNELS

Suite du tableau 6

	Modèle inconditionnel $T(\beta_2)$					Modèle conditionnel $T(b_1)$				
	CR	C	CA	PC	Total	CR	C	CA	PC	Total
$t \leq -2,326$	0,0667	0,1333	0,4667	0,8667	0,3834	0,0000	0,0000	0,0667	0,3333	0,1000
$-2,326 < t \leq -1,960$	0,0000	0,0667	0,2000	0,0667	0,0834	0,0000	0,0000	0,2000	0,0667	0,0667
$-1,960 < t \leq -1,645$	0,0000	0,0667	0,0000	0,0000	0,0167	0,0000	0,0000	0,0667	0,0667	0,0334
$-1,645 < t \leq -1,282$	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0667	0,0000	0,0000	0,0167
$-1,282 < t \leq 0,0$	0,1333	0,1333	0,1333	0,0667	0,1167	0,4667	0,4667	0,4000	0,3333	0,4167
$0,0 < t < 1,282$	0,2667	0,3333	0,1333	0,0000	0,1833	0,3333	0,3333	0,0667	0,2000	0,2333
$1,282 \leq t < 1,645$	0,0667	0,0667	0,0000	0,0000	0,0334	0,1333	0,0667	0,1333	0,0000	0,0833
$1,645 \leq t < 1,960$	0,0000	0,0000	0,0667	0,0000	0,0167	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
$1,960 \leq t < 2,326$	0,0667	0,0000	0,0000	0,0000	0,0167	0,0000	0,0667	0,0000	0,0000	0,0167
$t \geq 2,326$	0,4000	0,2000	0,0000	0,0000	0,1500	0,0667	0,0000	0,0667	0,0000	0,0334

5.3.1 Tests paramétriques et non paramétriques qui comparent les mesures de performance des modèles conditionnels à celles des modèles inconditionnels

Différents tests statistiques permettent de vérifier si deux distributions sont significativement différentes. Plus les exigences imposées par un test sont restrictives, plus les conclusions tirées sont précises. Par conséquent, les tests les plus puissants sont ceux qui ont les hypothèses les plus strictes puisque si elles s'avèrent valides, la possibilité de rejeter H_0 lorsqu'elle est vraie et de ne pas rejeter H_0 lorsqu'elle est fautive est moins élevée.

Nous utilisons deux types de tests, l'un paramétrique qui est plus puissant et l'autre non paramétrique qui est moins exigeant en matière d'hypothèses. Lorsque les hypothèses sous-jacentes aux tests paramétriques ne sont pas respectées, il est difficile de déterminer le pouvoir réel du test et d'en estimer le niveau de signification. Dans ce contexte, les tests non paramétriques présentent des avantages non négligeables. Ils permettent d'abord d'étudier la corrélation des rangs entre deux échantillons appariés ou plus sans émettre d'hypothèse sur la loi des distributions et ensuite le nombre d'observations peut être faible en autant que celles-ci soient représentatives de la population. Le test paramétrique que nous utilisons est celui de Grinblatt et Titman (1994) alors que le test non paramétrique est celui introduit par Friedman (1920).

Le test paramétrique consiste à vérifier à l'aide de la régression en coupe transversale suivante si les mesures de performance des modèles inconditionnels $[p_i]$ diffèrent significativement de celles des modèles conditionnels $[p_c]$ (Grinblatt et Titman, 1994) :

$$p_{i,n} = \lambda_0 + \lambda_1 \cdot p_{c,n} + e_n \quad \text{pour } n = (1, \dots, 60) \quad (19)$$

ainsi que la régression inverse :

$$p_{c,n} = \lambda'_0 + \lambda'_1 \cdot p_{i,n} + e'_n \quad \text{pour } n = (1, \dots, 60) \quad (20)$$

où n correspond au nombre de fonds. Sous l'hypothèse nulle que p_i n'est pas un estimateur biaisé de p_c , les coefficients λ_0 et λ_1 estimés par (19) devraient prendre les valeurs zéro et un respectivement. Inversement, la régression (20) teste l'hypothèse nulle que p_c n'est pas un estimateur biaisé de p_i .

Tel que souligné par Grinblatt et Titman (1994), il n'existe pas de test conjoint qui vérifie simultanément que les paramètres de (19) et (20) prennent les valeurs sous-jacentes à l'hypothèse nulle. Par conséquent, si la statistique F d'une équation ainsi que celle de son équation inverse s'avèrent significatives, on rejette l'hypothèse nulle que les mesures conditionnelles et inconditionnelles sont identiques.

Le test non paramétrique compare aussi les résultats des modèles conditionnels à leur équivalent inconditionnel à partir d'un test non paramétrique proposé par Friedman (1920). Nous vérifions ainsi si le rang moyen des statistiques t des fonds mutuels entre les modèles conditionnels [p_c] et les modèles inconditionnels [p_i] diffère significativement. Puisqu'il n'y a que deux traitements et une observation pour chaque combinaison traitement/fonds, le test de rang est une variable binaire et le test de Friedman devient l'équivalent du test de signe pour une paire d'observations. Sous l'hypothèse nulle que l'appréciation de la performance ne varie pas d'un modèle à l'autre, la statistique IC (Indice de coïncidence) de Friedman suit une $\chi^2(k-1)$. Cette statistique se calcule comme suit :

$$IC = \frac{\sum_{i=1}^k N (\bar{R}_i - \bar{R})^2}{k(k+1)/12} \quad (21)$$

où $k=2$ soit le nombre de modèles d'évaluation de performance. \bar{R}_i est le rang moyen obtenu pour un modèle de performance i , \bar{R} est le rang moyen $[(k+1)/2]$ et N est le nombre de fonds mutuels. Nous appliquons le test non paramétrique tant sur le rang des statistiques t que sur le rang des statistiques t en valeur absolue. La première application nous permet de vérifier si l'une des mesures tend à mieux faire paraître les gestionnaires que l'autre alors que la deuxième application indique si l'une des mesures tend à attribuer davantage de performance anormale que l'autre.

Les résultats tant des tests paramétriques que non paramétriques sont présentés au tableau 7. D'abord, les résultats des tests paramétriques rejettent l'hypothèse que les alphas de Jensen conditionnels sont égaux à leur équivalent inconditionnel. De plus, les statistiques t des coefficients liés à la constante dans les équations de Grinblatt et Titman (1994) indiquent que les alphas de Jensen sont significativement supérieurs lorsque le modèle est conditionnel plutôt qu'inconditionnel. Les tests non paramétriques confirment d'ailleurs ces résultats puisque la proportion de fonds qui obtiennent une meilleure

performance avec le modèle conditionnel est de 68 %, ce qui est significativement différent de 50 %.

Ensuite, les résultats des tests paramétriques rejettent aussi que la mesure conditionnelle de synchronisation de Treynor et Mazuy est identique à leur équivalent inconditionnel. Les tests non paramétriques nous amènent à des conclusions similaires puisqu'une proportion significativement différente de 50 % (66 %) réalise une meilleure performance lorsque le modèle est conditionnel plutôt qu'inconditionnel. De plus, les tests non paramétriques sur les valeurs absolues des statistiques t suggèrent que la dispersion de ces statistiques pour le modèle conditionnel est significativement plus petite que celle de leur pendant inconditionnel. Il semble donc que non seulement le modèle conditionnel fait mieux paraître l'aptitude des gestionnaires à synchroniser le marché mais qu'il attribue moins de performances anormales positives ou négatives.

Tableau 7
Tests paramétriques et non paramétriques pour comparer les mesures de performance conditionnelles aux mesures de performance inconditionnelles

La première section du tableau présente les résultats de tests qui s'appuient sur la méthodologie proposée par Grinblatt et Titman (1994). Ces tests vérifient par une analyse de régression si les distributions des mesures de performance obtenues par les modèles conditionnels [p_c] sont significativement différentes de celles estimées par les modèles inconditionnels [p_i]. Sous l'hypothèse nulle, l'ordonnée à l'origine [λ_0] et le coefficient de la variable indépendante [λ_1] sont respectivement égales à zéro et un. Le tableau indique les valeurs de λ_0 et λ_1 ainsi que la statistique F pour les régressions de p_c sur p_i où $H_0: \lambda_0=0, \lambda_1=1$. La partie droite présente la même information mais pour les régressions inverses, c'est-à-dire lorsqu'on régresse p_i sur p_c . Les symboles * et ** indiquent que les statistiques sont significatives à un niveau de confiance de 95 % et 99 % respectivement.

La deuxième section du tableau présente les résultats des tests non paramétriques qui s'appuient sur l'approche de Friedman (1920). Ces tests vérifient si le rang moyen des fonds (des statistiques t) obtenu en comparant le modèle conditionnel à son équivalent inconditionnel égale le rang attendu si l'utilisation du type de modèle n'avait pas d'incidence [50 %]. Nous indiquons par $T(x_i)$ ou par $|T(x_i)|$ si le test porte sur le rang des valeurs des statistiques t ou celui des statistiques t en valeur absolue. Sous l'hypothèse nulle, la statistique IC suit une χ^2 avec $k-1$ degré de liberté où k est 2, soit le nombre de modèles comparés. La statistique IC se calcule comme suit :

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

Les symboles * et ** indiquent que la statistique IC est significative à un niveau de confiance de 95 % et 99 % respectivement. Nous présentons aussi entre crochets la proportion de fonds dont la statistique t liée à un paramètre de performance conditionnelle est plus élevée que celle liée à un paramètre de performance inconditionnelle.

ÉVALUATION DE LA PERFORMANCE DES FONDS MUTUELS LORSQUE LES MESURES DE RISQUE
SONT ESTIMÉES AVEC UNE PARAMÉTRISATION GARCH

Suite du tableau 7

Tests paramétriques de Grinblatt et Titman (1994)						
Variable indépendante : Mesures inconditionnelles						
	α_p^i de Jensen	α_p^i de Treynor et Mazuy	β_2 de Treynor et Mazuy			
Variable dépendante :	λ_0 : 0,0004**	λ_0 : 0,0000	λ_0 : 0,0087			
Mesures conditionnelles	λ_1 : 0,8236**	λ_1 : 0,7626**	λ_1 : 0,5491**			
	F : 9,655**	F : 8,768**	F : 58,61**			
Variable indépendante : Mesures conditionnelles						
	α_p^c de Jensen	α_p^c de Treynor et Mazuy	b_1 de Treynor et Mazuy			
Variable dépendante :	λ_0 : -0,0005**	λ_0 : 0,0001	λ_0 : -0,0454**			
Mesures inconditionnelles	λ_1 : 0,8487**	λ_1 : 0,9821	λ_1 : 1,2001			
	F : 8,509**	F : 0,3256	F : 11,06**			
Tests non paramétriques de Friedman (1920) sur les statistiques t et les statistiques t en valeur absolue						
	Alpha à la Jensen		Mesure de sélectivité : Alpha à la Treynor et Mazuy		Mesure de synchronisation : Terme quadratique de Treynor et Mazuy	
	T(alpha)	T(alpha)	T(sélectivité)	T(sélectivité)	T(synchro)	T(synchro)
Indice de coïncidence de Friedman	IC : 8,0667**	IC : 0,0	IC : 1,06667	IC : 0,6	IC : 6,6667**	IC : 17,067**
Proportion des fonds qui obtiennent une meilleure évaluation lorsque le modèle est conditionnel	[68,33 %]	[50 %]	[56,67 %]	[45 %]	[66,67 %]	[23,33 %]

5.4 Ratios de Sharpe

Cette section définit les mesures de performance conditionnelles et inconditionnelles à la Sharpe et compare leurs résultats. Le ratio Sharpe conditionnel $[S_{pc,t}]$ correspond au ratio quotidien du rendement excédentaire au taux sans risque du portefeuille p sur son risque total tel qu'estimé par $h_{p,t}$. De façon équivalente, nous définissons le ratio Sharpe inconditionnel $[S_{pi,t}]$ en divisant le rendement excédentaire quotidien du portefeuille p par son écart type inconditionnel calculé à partir de l'équation suivante :

$$\sigma_p^2 = \beta_1^2 \cdot \sigma_m^2 + \sigma_{u_p}^2 \quad (22)$$

où β_1 et $\sigma_{u_p}^2$ sont deux paramètres estimés en (16) qui correspondent respectivement au bêta inconditionnel et à la variance des termes d'erreur $u_{p,t}$ alors que σ_m^2 est la variance inconditionnelle de la prime de marché. Contrairement aux comparaisons des mesures de performance précédentes, nous n'appliquons pas les tests paramétriques puisque la statistique de Jarque Bera rejette la normalité des termes d'erreur pour les régressions des ratios de Sharpe conditionnels $[S_{pc,t}]$ sur leur équivalent inconditionnel $[S_{pi,t}]$ (et inversement). Ainsi, à partir des moyennes des $S_{pc,t}$ et des $S_{pi,t}$ de chaque fonds, nous comparons les distributions en coupe transversale des \bar{S}_{pc} et des \bar{S}_{pi} en utilisant le test non paramétrique de Friedman (1920).

La première section du tableau 8 montre d'abord que pour tous les groupes de fonds mutuels la moyenne des \bar{S}_{pc} est plus élevée que celle des \bar{S}_{pi} , soit 0,072 comparativement à 0,058. Les valeurs maximales et minimales des modèles conditionnels sont inférieures, en valeur absolue, à celles de leur équivalent inconditionnel. Ce résultat n'est cependant pas surprenant puisque contrairement aux $S_{pi,t}$ dont le dénominateur est le même écart type pour chaque t , $S_{pc,t}$ relativise le rendement obtenu lors d'une période plus volatile par un écart type plus élevé.

Dans la deuxième section du tableau 8, le test non paramétrique sur les ratios moyens révèle que 97 % des fonds mutuels montrent un ratio Sharpe conditionnel moyen supérieur au ratio inconditionnel moyen. On rejette évidemment que cette proportion soit le fruit du hasard, c'est-à-dire qu'elle soit égale à 50 %. À la lumière de ce résultat, un ratio Sharpe dont la mesure de risque total est conditionnelle fait mieux paraître les gestionnaires de fonds qu'un ratio qui s'appuie sur une mesure de risque inconditionnelle.

5.5 Ratios de Treynor

Cette section décrit les mesures de Treynor conditionnelles et inconditionnelles et compare leurs résultats. La mesure de Treynor conditionnelle $[T_{pc,t}]$ est le ratio quotidien du rendement excédentaire au taux sans risque du portefeuille p sur son bêta conditionnel tel qu'estimé dans (12). La mesure de Treynor inconditionnelle $[T_{pi,t}]$ est calculée en divisant le rendement excédentaire quotidien du portefeuille p par β_1 , soit le bêta inconditionnel estimé dans (16).

À l'instar des ratios Sharpe, nous rejetons l'hypothèse nulle que les termes d'erreur du test paramétrique suivent une loi normale. Par conséquent, nous utilisons plutôt le test non paramétrique qui compare la distribution en coupe transversale des mesures de Treynor conditionnelles $[\bar{T}_{pc}]$ à leur équivalent inconditionnel $[\bar{T}_{pi}]$. Le sommaire statistique des ratios de Treynor indique entre autres que les modèles conditionnels et inconditionnels sont similaires en moyenne. La dernière section du tableau 8 montre toutefois que 72 % des fonds mutuels obtiennent une mesure conditionnelle moyenne supérieure à leur équivalent inconditionnel, ce qui est significativement différent de 50 % à plus de 95 %. Cette mesure de performance lorsque conditionnelle favorise les gestionnaires de fonds mutuels comparativement à son évaluation.

RÉSULTATS DES VERSIONS EMPIRIQUES DES MODÈLES
CONDITIONNELS ET INCONDITIONNELS

Tableau 8
Comparaisons des ratios Sharpe et Treynor entre les
modèles conditionnels et inconditionnels

La première section de ce tableau indique les principales statistiques des ratios Sharpe et Treynor quotidiens des modèles inconditionnels [$S_{pi,t}$; $T_{pi,t}$] et conditionnels [$S_{pc,t}$; $T_{pc,t}$] pour les différents groupes de fonds mutuels, soit les fonds de croissance à revenus (CR), les fonds de croissance (C), les fonds de croissance agressive (CA) et les fonds de petites capitalisations (PC) ainsi que pour l'ensemble des fonds mutuels (Total). Pour chacun de ces groupes, nous présentons les statistiques de la moyenne, l'écart type, le minimum et le maximum des ratios Sharpe et Treynor.

La deuxième section montre les principaux résultats des tests non paramétriques de Friedman (1920) pour les mesures moyennes de Sharpe [\bar{S}_{pc} ; \bar{S}_{pi}] et de Treynor [\bar{T}_{pc} ; \bar{T}_{pi}]. La première colonne de chaque mesure de performance indique la proportion [pr_c] de \bar{S}_{pc} qui excède \bar{S}_{pi} ou celle de \bar{T}_{pc} supérieurs à \bar{T}_{pi} . La deuxième colonne de chaque mesure de performance présente leur statistique IC respective. Les symboles * et ** indiquent que cette dernière est en moyenne significative à un niveau de confiance de 95 % et 99 %.

Sommaire statistique des ratios Sharpe et Treynor										
	Modèle inconditionnel [$S_{pi,t}$]					Modèle conditionnel [$S_{pc,t}$]				
	CR	C	CA	PC	Total	CR	C	CA	PC	Total
Moyenne	0,068	0,059	0,055	0,050	0,058	0,075	0,070	0,069	0,072	0,072
Écart type	0,999	1,001	1,007	1,010	1,004	0,998	1,005	1,009	1,007	1,005
Maximum	4,816	5,148	4,793	4,520	4,819	3,317	3,434	4,054	3,782	3,647
Minimum	-7,249	-7,257	-7,240	-7,036	-7,196	-6,240	-5,816	-5,969	-5,775	-5,950
	Modèle inconditionnel [$T_{pi,t}$]					Modèle conditionnel [$T_{pc,t}$]				
	CR	C	CA	PC	Total	CR	C	CA	PC	Total
Moyenne	0,007	0,006	0,006	0,006	0,006	0,006	0,006	0,008	0,008	0,007
Écart type	0,100	0,105	0,113	0,122	0,110	0,111	0,108	0,119	0,132	0,118
Minimum	0,479	0,540	0,536	0,542	0,524	0,633	0,629	0,572	0,864	0,675
Maximum	-0,721	-0,761	-0,811	-0,845	-0,785	-1,161	-0,742	-0,837	-0,808	-0,887
Tests non paramétriques de Friedman sur les moyennes des mesures de performance conditionnelles et inconditionnelles										
	Ratio Sharpe		Mesure de Treynor							
	Proportion de fonds dont $\bar{S}_{pc} > \bar{S}_{pi}$	Statistique IC (Sharpe) $H_0 : pr_c = 50\%$	Proportion de fonds dont $\bar{T}_{pc} > \bar{T}_{pi}$	Statistique IC (Treynor) $H_0 : pr_c = 50\%$						
Total des fonds mutuels	97 %	52,26**	71,67 %	11,27**						

CONCLUSION

Dans l'esprit de Ferson et Schadt (1996), cette étude évalue la performance des fonds mutuels en conditionnant les mesures de risque sur l'information publique. Nous proposons de conditionner à la fois le bêta et le risque spécifique des fonds mutuels à l'aide d'une paramétrisation de type GARCH bivariée. Plus spécifiquement, nous étudions les mesures de performance conditionnelles de Sharpe (1966), Treynor (1966), Treynor et Mazuy (1966) et Jensen (1968) en estimant les seconds moments à l'aide d'une paramétrisation BEKK asymétrique bivariée. Nous vérifions ensuite l'incidence de cette paramétrisation sur l'évaluation de la performance en comparant les résultats obtenus à une évaluation de la performance qui suppose des mesures de risque constantes. Cette approche se justifie par une meilleure estimation du risque des fonds mutuels pour chacune des sous-périodes de l'évaluation de la performance. Il s'agit donc d'une analyse comparative des mesures de performance quotidiennes conditionnelles et inconditionnelles pour la période débutant le 09/01/1995 et se terminant le 31/12/1999.

Des tests paramétriques et non paramétriques ont été utilisés pour comparer formellement les mesures de performance. Nos résultats montrent que l'alpha de Jensen estimé avec une paramétrisation GARCH bivariée fait significativement mieux paraître les gestionnaires de fonds mutuels qu'une paramétrisation inconditionnelle. Nos résultats indiquent aussi que la mesure de performance liée à la synchronisation des investissements de Treynor et Mazuy combinée à une paramétrisation GARCH du risque favorise les gestionnaires. Ces résultats corroborent donc ceux généralement obtenus dans la littérature en matière de mesures de performance conditionnelles.

Par ailleurs, 63 % de nos fonds obtiennent une performance liée à la synchronisation de Treynor et Mazuy qui est significative lorsque les mesures de risque sont inconditionnelles. Notons que Busse et Bollen (2001) obtiennent des résultats similaires pour cette mesure de performance inconditionnelle sur une fréquence quotidienne, soit que 69 % de leurs fonds ont une performance liée à la synchronisation de Treynor et Mazuy qui est significative. Alors qu'ils concluent que ces résultats sont robustes d'un modèle inconditionnel à l'autre, nos résultats suggèrent toutefois que l'hypothèse des mesures de risque constantes quotidiennement peut expliquer la forte proportion de performance significative obtenue dans leur étude. Cette proportion diminue en effet à 22 % lorsque nous estimons les mesures de risque par une paramétrisation GARCH bivariée. Les résultats de nos tests non paramétriques suggèrent d'ailleurs que la dispersion des mesures de synchronisation est significativement plus petite avec la paramétrisation conditionnelle qu'avec la paramétrisation inconditionnelle.

Les résultats des tests non paramétriques pour le ratio Sharpe moyen ainsi que pour le ratio de Treynor moyen montrent aussi que la paramétrisation du risque peut changer notre appréciation de la gestion active des fonds mutuels. Ces deux mesures de performance s'avèrent significativement supérieures lorsque les mesures de risque sont conditionnelles plutôt qu'inconditionnelles. Globalement, nos résultats suggèrent donc qu'une meilleure estimation du risque au jour le jour fait mieux paraître les gestionnaires de fonds mutuels et peut faire disparaître le constat de sous-performance généralement observé lorsque les mesures de risque sont supposées constantes sur toute la période d'évaluation. L'étude de l'incidence des paramétrisations GARCH du risque sur les mesures de performance n'en est qu'à ses débuts et plusieurs avenues de recherches méritent d'être explorées.

ANNEXE 1

Comparaison de la mesure de risque total entre deux modèles pour huit fonds mutuels

Ce tableau compare l'estimation du risque total de huit fonds mutuels qui se répartissent parmi les quatre groupes de fonds mutuels. Plus spécifiquement, nous présentons la moyenne des $\sqrt{h_{p,t}}$ pour deux modèles qui sont représentés par deux versions des équations (12), (13) et (14). Le premier modèle omet la prime de marché dans (12) alors que le second l'ajoute mais impose que le coefficient $\mu=1$.

	Moyenne des $\sqrt{h_{p,t}}$ pour chaque fonds mutuel							
	Petites capitalisations		Croissance à revenus		Croissance		Croissance agressive	
	F1	F9	F19	F21	F35	F39	F47	F53
Modèle 1 - BEKK								
sans prime de marché ($\mu=0$)	0,01461	0,01093	0,00703	0,00749	0,01050	0,00817	0,01510	0,01683
Modèle 2 - BEKK								
avec prime de marché ($\mu=1$)	0,01517	0,01098	0,00698	0,00754	0,01100	0,00810	0,01549	0,01688

ANNEXE 2

Liste des dates qui sont contrôlées par une variable binaire
dans les équations de rendements de chaque fonds mutuel

Fonds 1	Fonds 2	Fonds 3	Fonds 4	Fonds 5	Fonds 6
12/18/97	11/12/96	06/05/98	12/18/95	12/28/95	11/18/99
12/19/96	11/10/99	12/05/97		12/30/96	11/15/96
09/02/98	11/06/97	10/28/97		12/29/97	11/17/97
		06/07/96			07/22/98
Fonds 7	Fonds 8	Fonds 9	Fonds 10	Fonds 11	Fonds 12
11/14/95	12/24/96	12/20/96	12/18/95	09/20/96	12/26/95
	12/22/97	12/18/97	12/18/96	09/23/97	12/26/96
	12/09/98	12/18/98	12/22/97	09/23/98	12/26/97
	12/13/99	12/02/99	12/22/98	09/30/99	12/23/98
Fonds 13	Fonds 14	Fonds 15	Fonds 16	Fonds 17	Fonds 18
12/29/95	12/28/95	12/14/95	12/04/98	12/23/97	10/16/98
12/31/96	12/02/96	12/12/97	12/17/97	12/17/96	10/12/98
12/31/97	12/01/98	12/14/99	12/19/96	12/22/98	10/09/98
12/31/99	12/01/99	12/15/99	12/19/95		
Fonds 19	Fonds 20	Fonds 21	Fonds 22	Fonds 23	Fonds 24
12/15/95	12/01/95	12/19/96	12/19/96	12/19/97	12/22/95
12/29/97	12/02/97	12/04/97	03/19/98	12/21/99	10/02/96
12/29/98	12/02/99	12/03/98	12/31/98		
12/28/99		12/02/99	12/17/99		
Fonds 25	Fonds 26	Fonds 27	Fonds 28	Fonds 29	Fonds 30
12/22/97	11/21/97	12/27/96	03/28/95	12/26/95	12/10/96
12/21/98	12/27/96	12/18/97	12/15/95	12/11/97	12/11/97
12/20/99	06/23/98	12/09/98	01/04/99		12/10/98
	11/24/99	12/02/99	01/05/99		12/02/99
Fonds 31	Fonds 32	Fonds 33	Fonds 34	Fonds 35	Fonds 36
03/25/96	11/15/99	12/08/99	12/12/97	12/29/95	12/27/95
12/26/97	12/07/98	12/08/97		12/13/96	12/26/97
12/17/98	12/08/97	12/09/96		12/15/98	12/29/98
12/16/99		12/08/95		12/15/99	12/29/99
Fonds 37	Fonds 38	Fonds 39	Fonds 40	Fonds 41	Fonds 42
11/19/97	04/09/96	12/27/95	12/29/95	12/31/97	12/29/95
11/11/99	12/19/95	12/31/96	12/31/96	12/31/98	12/27/96
		12/23/97	12/31/97	12/09/99	12/29/97
		12/23/99	12/31/99	12/29/95	12/10/99
Fonds 43	Fonds 44	Fonds 45	Fonds 46	Fonds 47	Fonds 48
12/24/96	12/15/95	12/28/95	12/11/95	07/31/96	12/12/95
12/16/97	12/19/97	12/23/96	12/16/96	07/31/97	
12/16/98	12/17/99		12/09/97	08/21/98	
12/15/99			12/11/98	12/10/99	

ANNEXE 2

Fonds 49	Fonds 50	Fonds 51	Fonds 52	Fonds 53	Fonds 54
12/12/95	12/20/95	12/04/95	10/02/95	12/28/95	12/28/95
11/24/98	12/20/96	12/02/96	11/06/98	12/26/96	12/26/96
11/24/99	12/22/97	12/11/98	12/17/99	12/23/97	12/23/97
	12/22/99	12/10/99		12/13/99	12/22/98
Fonds 55	Fonds 56	Fonds 57	Fonds 58	Fonds 59	Fonds 60
12/22/95	12/27/96	12/17/96	12/13/95	12/10/99	11/20/95
12/27/96	12/02/97	12/16/97	12/10/97		
12/26/97	12/02/98	12/16/99			
12/17/98	12/28/99				

BIBLIOGRAPHIE

Andersen, Torben G. et Tim Bollerslev, « Answering the Skeptics : Yes, Standard Volatility Models Do Provide Accurate Forecasts », *International Economic Review*, Vol. 39 (1998), No.4, 885-905.

Bera, Anil K. et Carlos M. Jarque, « Model Specification Tests : A Simultaneous Approach », *Journal of Econometrics*, Vol. 20 (1980), 59-82.

Beaulieu, Marie-Claude, « Time to Maturity in the Basis of Stock Market Indices : Evidence from the S&P 500 and the MMI », *Journal of Empirical Finance*, 5 (1998), 177-195.

Bollerslev, Tim, « Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity », *Journal of Econometrics*, Vol. 31 (1986), 307-327.

Bollerslev, Tim, Robert F. Engle et Jeffrey M. Wooldridge, « A capital Asset Pricing Model with Time-varying Covariances », *Journal of Political Economy*, Vol. 96 (1988), 116-131.

Busse, Jeffrey A., « Volatility Timing in Mutual Funds : Evidence from Daily Returns », *Review of Financial Studies*, Vol. 12 (1999), No.5, 1009-1041.

Cai, Jun, K.C. Chan et Takeshi Yamada, 1997, « The Performance of Japanese Mutual Funds », *Review of Financial Studies*, Vol. 10 (1997), No. 2, 237-273.

Chen, Z., P. J. Knez, 1996, « Portfolio Performance Measurement : Theory and Applications », *Review of Financial Studies*, Vol. 9, 511-556.

Chou, Ray Y., « Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Empirical Evidence Using GARCH », *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 3 (Décembre 1988), 279-294.

Christopherson, Jon A., Wayne E. Ferson et Debra A. Glassman, « Conditioning Manager Alphas on Economic Information : Another Look at the Persistence of Performance », *Review of Financial Studies*, Vol.11 (1998), No.1, 111-142.

Engle, Robert F., « Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation », *Econometrica*, 50 (1982), 987-1007.

Engle, Robert F. et Kenneth F. Kroner, « Multivariate Simultaneous Generalized ARCH », *Econometric Theory*, 1995, No.11, 122-150.

Engle, Robert F. et Victor K. NG, « Measuring and Testing the Impact of News on Volatility », *Journal of Finance*, Vol. XLVIII (décembre 1993), No. 5, 1749-1777.

Ferson, Wayne E. et Rudi W. Schadt, « Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions », *Journal of Finance*, Vol. LI (juin 1996), No. 2, 425-461.

French, Kenneth R., « Stock Returns and the Weekend Effect », *Journal of Financial Economics* (1980), 55-69.

Friedman, William F., « The Index of Coincidence and its Application in Cryptography », *The Riverbank Publications*, Aegean Park Press, Laguna Hills, 1920, No. 22.

Farnsworth, Heber, Wayne E. Ferson, David Jackson et Steven Todd, « Performance Evaluation with Stochastic Discount Factors », Working Paper (2002), University of Washington.

Ferson, Wayne, Darren Kisgen et Tyler Henry, « Evaluating Fixed Income Fund Performance with Stochastic Discount Factors », Working Paper (2003), University of Washington.

Glosten, Lawrence R., Ravi Jagannathan et David E. Runkle, « On the Relation between the Expected Value and the Variance of the Nominal Excess Return on Stocks », *Journal of Finance*, Vol. 48 (1993), 1779-1802.

Grinblatt, Mark et Sheridan Titman, « A Study of monthly mutual fund returns and performance evaluation techniques », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 29(1994), No. 3, 419- 444.

Jagannathan, Ravi et Zhenyu Wang, « The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns », *Journal of Finance*, Vol LI (Mars 1996), No. 1, 3-53.

Jensen, Michael C., « The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964 », *Journal of Finance*, Vol. XXIII (mai 1968), No. 2, 389-415.

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

Kryzanowski, Lawrence, Simon Lalancette et Minh Chau To, « Performance attribution using an APT with prespecified macrofactors ans time-varying risk premia and betas », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 32 (Juin 1997), No. 2; 205-225.

Ljung G. et G. Box, « On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models », *Biometrika*, Vol. 66 (1979), 265-270.

Lo, Andrew W. et Craig A. Mackinlay, « An Econometric Analysis of Nonsynchronous Trading », *Journal of Econometrics*, Vol. 45 (1990), 181-211.

Merton, Robert C., « On Estimating the Expected Return of the market : An explanatory investigation », *Journal of Financial Economics*, Vol. 8 (Décembre 1980), No. 4, 323-361.

McCurdy, Tom et leun G. MORGAN, « Evidence of Risk Premiums in Foreign Currency Futures Markets », *Review of Financial Studies*, Vol. 1 (1992), 65-83.

Nelson, Daniel B., « Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns : A New Approach », *Econometrica*, Vol. 59 (1990), 347-370.

Sharpe, William F., « Mutual Fund Performance », *Journal of Business*, Vol. 39 (janvier 1966), No.1, 119-138.

Treynor, Jack L., « How to Rate Management Investment Funds ? », *Harvard Business Review*, Vol. 43 (janvier / février 1966), No.1, 63-75.

Treynor, Jack L. et Kay K. Mazuy, « Can Mutual funds outguess the markets ?» *Harvard Business Review*, juillet / août 1966, No.44, 131-136.