



**HAL**  
open science

# Les marchés des investisseurs institutionnels sont-ils efficacés : cas des fonds de pension et des unit trusts britanniques

Kamel Laaradh

## ► To cite this version:

Kamel Laaradh. Les marchés des investisseurs institutionnels sont-ils efficaces : cas des fonds de pension et des unit trusts britanniques. 2006. halshs-00009117

**HAL Id: halshs-00009117**

**<https://shs.hal.science/halshs-00009117v1>**

Preprint submitted on 16 Feb 2006

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

# **Les marchés des investisseurs institutionnels sont-ils efficaces : cas des fonds de pension et des unit trusts britanniques\***

Kamel LAARADH\*\*  
(version décembre 2005)

## **Résumé :**

L'objectif de cet article est de tester l'efficacité des marchés des investisseurs institutionnels britanniques. Pour ce faire, nous proposons d'étudier la persistance de la performance de deux échantillons de fonds (de pension et mutuels) investissant, l'un, sur le marché des actions et, l'autre, sur le marché des obligations. Ces fonds, pratiquant une gestion active, investissent sur le marché britannique entre mars 1990 et février 2005.

Globalement, et pour les deux types de marché, l'efficacité semble être conservée. En effet, à long terme, et en investissant sur le marché des actions, les fonds de pension ne semblent pas avoir une stabilité de leur performance alors qu'à moyen terme (5 ans), ces fonds deviennent plus stables, surtout à la fin de la période. Les fonds mutuels ont tendance à avoir une persistance plus significative que celle des fonds de pension quel que soit la période d'étude. Mais, en moyenne, cette persistance est peut évidente. A long terme, les performances des fonds de pension obligataires ne sont pas stables même si elles le sont par rapport à celles des unit trusts investissant dans les mêmes actifs. Néanmoins, à moyen terme, ces deux types d'investisseurs institutionnels semblent avoir une certaine persistance surtout à la fin de la période.

*Mots clés :* Mesures non conditionnelles et conditionnelles de Performance, Persistance.

*Classification Jel :* G11, G23, C32 et C52.

## **Abstract :**

The objective of this article is to test the efficiency of the UK institutional investors markets. For this, we propose to study the persistence of the Equity and bond funds performance. This work is based on a sample pension funds and unit trusts over the period March 1990 - February 2005.

Generally, and for the two types of market, efficiency seems to be preserved. Indeed, in long term, the equity pension funds do not seem to have a stability of their performance whereas in medium term (5 years), these funds become more stable, especially at the end of the period. The mutual funds persistence tends to be more significant than that of the pension funds whatever the period of study. But, on average, this persistence east can obvious. In the long term, the performances of the bond pension funds are not stable even if they are it compared to those of the bond unit trusts. Nevertheless, in medium term, these two types of institutional investors seem to have persistence at the end of the period.

*Keywords :* unconditional and conditional performance measurement, Persistence.

---

\* Je tiens à remercier monsieur Georges Gallais-Hamonno sans qui je n'aurais pu obtenir les données. Je remercie aussi madame Marina Ivanoff de Standard & Poor's Fund Services Paris de m'avoir fourni les données et les informations relatives aux fonds de pension et aux unit trusts britanniques. Je remercie aussi Ivan Stroppa pour son aide continue et sa disponibilité. Toute erreur m'est imputable.

\*\* LEO UMR 6221, Rue de Blois, BP 6739, 45067 Orléans, Cedex 2, France, Tel : 33 (0)2 38 41 70 37, Fax : 33 (0)2.38.41.73.80, e-mail: kamel.laradh@univ-orleans.fr

## Introduction

La persistance de la performance des fonds est un élément important dans un système d'épargne de moyen ou long terme. En effet, pour choisir un fonds, les investisseurs peuvent se baser sur sa performance passée par rapport à celle du fonds moyen ou encore par rapport à celle du marché (de l'indice). Ils cherchent alors à savoir si un bon gérant de fonds le reste au fil du temps.

Dans la quasi-totalité des cas, l'utilisation de stratégies d'intervention basée sur l'analyse technique (supposant une dépendance sérielle des cours boursiers) et l'analyse fondamentale (sous la forme d'une identification de valeurs sous évaluées, supposant une différence entre la valeur intrinsèque d'un titre et sa valeur vraie) conduit à la mise en évidence que les portefeuilles constitués sur ces bases ne permettent pas d'attendre de ces portefeuilles une rentabilité supérieure à celle associée à une stratégie de type 'Buy-and-hold', dès lors que les frais de transaction sont pris en considération.

Néanmoins l'analyse de la réaction du marché à une nouvelle information, selon la méthode de Fama et al. (1969), montre que, dans la plupart des situations analysées, est constatée bien avant l'annonce officielle de l'évènement étudié une déformation du résidu moyen cumulé correspondant à des interventions des opérateurs du marché ayant anticipé l'arrivée de l'évènement concerné. On ne peut pas faire le lien avec les nombreux analystes fondamentaux du marché dont c'est justement la fonction de prévoir mieux que les autres et agir plus rapidement que les autres pour tenter d'obtenir des capitaux qu'ils gèrent une meilleure performance que celle obtenue par des investisseurs moins bien informés ou suivant moins régulièrement l'évolution du marché.

La question qui reste posée est celle de savoir si cette faculté d'anticipation de certains des opérateurs sur le marché ne pourrait pas se traduire par une performance sensiblement supérieure à celle du marché pris dans son ensemble, et ce de manière quasi-permanente. C'est une réponse à cette question qu'ont tenté d'apporter quelques auteurs à travers la mise en place de tests d'efficience forte : alors que précédemment l'on s'intéressait à la réaction du marché à une nouvelle information *publique* (efficience semi-forte), on prend en considération désormais *toute* information qu'elle soit publique ou au contraire privative, résultat de la recherche menée au sein des établissements financiers et sociétés de bourse, lesquels ont a priori les chances les plus élevées d'obtenir les meilleures performances compte tenu des moyens engagés dans cette perspective.

Ces tests d'efficience forte correspondent principalement à une série d'examen des performances des professionnels ayant en charge un portefeuille (Fonds commun de placement, Fonds d'investissement, Fonds de Pensions,...) : s'il apparaissait, statistiques à l'appui, que certains professionnels sont capables, et de façon quasi-permanente, d'obtenir une meilleure rentabilité que celle du marché pris dans son ensemble, on ne pourrait que reconnaître la valeur de l'information de nature privative et accepter le principe de l'inefficience du marché (au sens fort). Si au contraire, il apparaissait qu'aucun gérant d'organisme collectif n'est capable d'obtenir et ce, de manière persistante, une rentabilité supérieure à celle du marché, on ne pourrait que conclure à l'hypothèse d'efficience (forte) du marché financier.

### 1- Les mesures de performance

Initialement, la performance était jugée selon le rendement du fonds de placement (rendement simple, rendement réel, rendement net). La notion d'évaluation de la performance a évolué et changé avec l'acceptation de la théorie moderne de portefeuille. A présent, nous cherchons à comprendre la source des rendements et des risques encourus par les

investisseurs. Les ratios de Sharpe, de Treynor ou encore la mesure de Jensen ont précisément amené les gestionnaires à cette nouvelle approche concernant l'évaluation de la performance.

Le risque peut être défini de deux façons : soit en tant que risque total, soit en tant que risque systématique (non diversifiable). Selon l'approche envisagée, il convient de choisir la mesure de risque adéquate : si nous considérons que le portefeuille est mal diversifié, il est préférable de tenir compte du risque total. Dans le cas contraire, le risque systématique convient mieux. En effet, ce dernier représente la part de la variance de chaque titre qui est liée aux fluctuations du rendement du marché et ne peut donc pas être éliminé par la diversification, même efficiente au sens de Markowitz (1952).

Le risque diversifiable est représenté par la variabilité résiduelle qui peut être éliminée par une diversification efficiente. Quant au risque total, il est simplement la somme du risque systématique et du risque diversifiable. Les mesures standard de la littérature reposent, de façon implicite ou explicite, sur le MEDAF ou sur le modèle de Markowitz (1959) qui supposent la normalité des distributions des rentabilités. Elles prennent alors la variance de ces rentabilités comme mesure de risque. Cependant, si l'hypothèse de normalité n'est pas vérifiée, ces mesures de performance ne seront pas valables. De notre part, le but n'étant pas l'identification des mesures alternatives en cas de non-normalité des rentabilités, nous supposons alors que les fonds dont nous disposons possèdent des rentabilités « normales ».

Dans ce qui suit nous exposerons les mesures de performance dites traditionnelles ainsi que les mesures de performances conditionnelles.

### ***1-1 Mesure de la rentabilité***

Les données nous ont été fournies par *Standard's & Poors* et elles sont exprimées en dollars américains<sup>1</sup>. Elles sont en forme d'indices calculés par S&P et représentant l'évolution de la valeur d'un investissement de 10 000 dollars américains. Si on désigne par  $I_{p,t}$  l'indice du fonds  $p$  à la date  $t$ , et  $I_{p,t-1}$  son indice à  $t-1$ , la rentabilité de ce même fonds est donnée par<sup>2</sup> :

$$R_{p,t} = \ln \left( \frac{I_{p,t}}{I_{p,t-1}} \right) \quad (1)$$

Ces indices sont calculés avec revenus (dividendes ou coupons) réinvestis. Ils sont nets des frais de transactions et des coûts explicites (frais de gestion annuels...) mais bruts des frais de souscription et de rachat.

### ***1-2 Les mesures traditionnelles (non conditionnelles)***

Dans cette section, nous posons l'hypothèse que tous les actifs se situent sur la *Security Market Line (SML)* étant donné que le *Capital Asset Pricing Model (CAPM)* est supposé vérifié. Un portefeuille situé au-dessus de la *SML* serait surprenant étant donné que, dans un marché parfait, cette droite est le lieu géométrique des portefeuilles efficients. En pratique, les marchés sont imparfaits, ce qui implique que certains portefeuilles peuvent être temporairement sous-évalués. Dès lors, un gestionnaire remarquant cette anomalie pourrait en

---

<sup>1</sup> Ce choix de devise est dû au fait que nous envisageons d'étendre cet article à une comparaison entre les performances des fonds britanniques (fonds de pension et Unit Trusts) et les fonds mutuels américains.

<sup>2</sup> La rentabilité logarithmique, et étant donné les propriétés qu'elle procure, est souvent utilisée dans les études de performance des fonds. Elle est même suggérée par quelques auteurs dans les estimations du MEDAF (Campbell et al. 1997 et Aftalion, 2001 et 2004).

tirer profit. Pour évaluer le risque systématique ( $\beta$ ), qui entre en compte dans les formules de Treynor et de Jensen, il est nécessaire d'estimer la relation suivante :

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_p (R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{p,t} \quad (2)$$

avec,  $R_{p,t}$ ,  $R_{m,t}$  et  $R_{f,t}$  sont respectivement le rendement du portefeuille, le rendement du marché et le rendement du taux sans risque à la date  $t$ , le  $\beta_p$  de la régression désigne le risque systématique du portefeuille et  $\varepsilon_{p,t}$  est la rentabilité résiduelle du portefeuille non expliquée par le modèle.

Les mesures de performance dites traditionnelles sont présentées en tableau 1. Pour une présentation plus complète et détaillée de ces mesures, le lecteur peut se rapporter à Grandin (1998), Gallais-Hamonno et Grandin (1999) ou Jacquillat et Solnick (2002). Ensuite nous exposerons les modèles multifactoriels et surtout ceux utilisés dans notre étude.

**Tableau 1 : Les mesures de performance non conditionnelles**

Mesure	Formule	Interprétation
Le ratio de Treynor (1965)	$T_p = \frac{R_p - R_f}{\beta_p}$	Cette mesure convient aux portefeuilles bien diversifiés (risque non systématique éliminé par la diversification). Plus ce ratio est élevé plus le portefeuille est performant.
Le ratio de Sharpe (1964)	$S_p = \frac{R_p - R_f}{\sigma_p}$	Le portefeuille ayant le ratio positif le plus élevé sera le plus performant. Un ratio de Sharpe négatif signifie que le fonds fait moins bien que le taux sans risque.
Le ratio Sortino (1991)	$Sortino_p = \frac{R_p - MAR}{\delta_p^*} \quad (1)$	Seuls les résultats au-dessus du MAR sont désirables. La classification des fonds est identique à celle de Sharpe.
Le ratio d'information	$RI_p = \frac{R_p - R_m}{\sigma(R_p - R_m)} \quad (2)$	Plus ce ratio a une valeur élevée, plus la gestion est considérée comme performante
La mesure de Modigliani et Modigliani ou M <sup>2</sup> (1997)	$M^2 = R_f + \frac{(R_p - R_f)\sigma_m}{\sigma_p}$	Cette mesure sera ensuite comparée à la rentabilité (de l'indice) du marché ( $R_m$ ). c'est pourquoi dans la littérature on définit la performance ajustée par le risque (RAP) comme la différence entre M <sup>2</sup> et $R_m$ . Si cette dernière est inférieure à M <sup>2</sup> , on conclura pour une sur-performance du fonds. Dans le cas contraire le marché sera considéré plus performant.
L'alpha de Jensen (1968)	$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + (R_{M,t} - R_{f,t})\beta_p + \varepsilon_{p,t}$	Si $\alpha_p$ est positif, le gestionnaire réalise une meilleure performance que le marché. En revanche, s'il est négatif, l'évaluation apparaît inverse. S'il a une valeur nulle, le fonds réalise la performance que laissait espérer l'efficience du marché.

(1)  $\delta_p^* = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N D (R_{p,t} - MAR)^2}$  où D est une variable muette qui prend la valeur 1 si  $R_p < MAR$ , et 0 sinon.

MAR est la rentabilité minimale acceptable (*Minimal Acceptable Return*) et  $\delta_p^*$  est l'écart-type des rentabilités du portefeuille situées en dessous du MAR.

(2)  $TE = \sigma(R_p - R_m)$  est le *tracking error*. C'est la mesure de la volatilité de la différence de performance entre un fonds et son benchmark.

Enfin, toutes ces mesures, et surtout celle de Jensen, initialement appliquée à des fonds investissant en actions, ont été étendues aux fonds obligataires (Blake et al. 1993 ; Gudikunst et McCarthy, 1992 ; Gallo, Lockwood et Swanson, 1997 ; Detzler, 1999 ; Gallagher et Jarnecic, 2002 et Silva et al., 2003 et 2005).

### 1-3 Les mesures de timing

Les différentes mesures présentées jusqu'ici ne tiennent pas compte des stratégies actives élaborées par les gestionnaires. Ceux qui possèdent du *market timing* ou de la sélectivité devraient avoir une meilleure valorisation par rapport aux concurrents dépourvus de ces aptitudes. Le *market timing* se définit comme étant la capacité du gestionnaire à anticiper les mouvements du marché (et ses agrégats) sur lesquels il élabore sa stratégie de placement (prévision macro-économique).

Le style de gestion démontre comment les gestionnaires prennent leurs décisions, c'est-à-dire s'ils ont une stratégie de *buy and hold* ou alors s'ils essaient de saisir les opportunités du marché en faisant preuve de *market timing* et de sélectivité. En effet, dans la pratique, les marchés ne respectent pas pleinement le concept théorique d'efficience défini par Fama (1970 et 1991). Des situations d'inefficience peuvent se produire et alors il devrait être possible d'en tirer parti par une gestion dite active des investissements. La gestion active implique, par conséquent, des coûts de transaction plus importants que lors d'une gestion passive. Dès lors, la qualité et le succès des anticipations des gestionnaires s'avèrent déterminants sur le rendement final.

Treynor et Mazuy (1966) ont été les premiers à proposer une relation quadratique pour déterminer une mesure du *market timing*. L'idée est que le gérant augmente le risque de son portefeuille s'il anticipe une rentabilité du marché supérieure à celle du taux sans risque sinon le diminue. Ils suggèrent alors d'estimer l'équation suivante :

$$R_{p,t} - R_f = \alpha_p + \beta_p (R_{m,t} - R_f) + \lambda_p (R_{m,t} - R_f)^2 + \varepsilon_{p,t} \quad (3)$$

Le coefficient  $\alpha_p$  mesure l'aptitude à la sélectivité, alors que le coefficient  $\lambda_p$  mesure le *market timing* du gérant. D'après cette équation, si les  $\lambda_p$  sont positifs et significatifs, le gestionnaire du fonds de placement a une capacité de *market timing*.

Contrairement aux études précédentes, Merton (1981) ainsi que Henriksson et Merton (1981) affirment qu'il ne faut pas de relation quadratique pour évaluer le *market timing*. Mais, comme pour Treynor et Mazuy, ils supposent que le bêta ne peut prendre que deux valeurs. Ils proposent alors d'estimer la relation suivante :

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_p (R_{m,t} - R_{f,t}) + \lambda_p D (R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{p,t} \quad (4)$$

$D$  est une variable muette qui prend la valeur de 1 si  $R_m > R_f$  et une valeur nulle sinon. Autrement dit, on cherche à estimer :

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_p (R_{m,t} - R_{f,t}) + \lambda_p \max(0, R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{p,t} \quad (4')$$

Comme avec Treynor et Mazuy, si les  $\lambda_p$  sont positifs et significatifs, le gestionnaire du fonds de placement fait preuve de *market timing*. Le coefficient  $\alpha_p$  permet de détecter une capacité de sélectivité s'il est significativement positif.

Weigel (1991) élabore une troisième mesure qui prend en compte, en plus des éléments évoqués précédemment, les rendements des obligations. Ainsi, il considère que le gestionnaire, visant à réaliser la rentabilité la plus forte peut allouer ses actifs en trois marchés : actions, obligations et actifs monétaires. Pour atteindre un tel objectif Weigel suggère de faire la régression de l'équation suivante :

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_a (R_{a,t} - R_{f,t}) + \beta_o (R_{o,t} - R_{f,t}) + \lambda_p \max(0, R_{a,t} - R_{f,t}, R_{o,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{p,t} \quad (5)$$

$R_a$  et  $R_o$  sont les rentabilités respectives des actions et des obligations,  $\alpha_p$  mesure la sélectivité,  $\lambda_p$  mesure la capacité de prévoir l'évolution du marché. Elle est parfaite si  $\lambda_p = 1$  ; elle est bonne si  $0 < \lambda_p < 1$  et mauvaise si  $\lambda_p$  est négatif.

De façon générale, les études empiriques ont montré que le *market timing* des gestionnaires est très décevant. Cependant, certains auteurs comme Ferson et Schadt (1996) ont démontré que si l'on abandonne les hypothèses de stabilité des paramètres, les résultats obtenus deviennent plus encourageants pour les professionnels. Sur le long terme, la plupart des études révèlent que les gestionnaires sont systématiquement incapables de battre le marché.

#### ***1-4 Les mesures conditionnelles***

Ferson et Schadt (1996) sont les premiers à avoir proposé des mesures de performance conditionnelles qui contrôlent linéairement l'effet de l'information publique sur les variations temporelles du risque des fonds mutuels mesuré par leur bêta. Ce modèle a été développé par Christopherson et al. (1998). En effet, ces derniers ont supposé que non seulement le bêta varie dans le temps mais aussi l'alpha qui dépend des mêmes variables économiques.

Ces deux modèles reposent sur une forme conditionnelle du MEDAF et sur l'hypothèse d'efficience semi-forte au sens de Fama (1970).

##### ***1-4-1 Le modèle de Ferson et Schadt (1996)***

Ces auteurs proposent d'évacuer de la mesure de performance une stratégie d'investissements qui peut être répliquée à l'aide des informations publiques. Ils évaluent la performance des fonds mutuels en s'appuyant sur un modèle du MEDAF conditionnel dont le bêta des portefeuilles dépend de l'information publique telle que définie par le choc retardé d'une période de quelques variables macroéconomiques ( $Z_{t-1}$ )<sup>3</sup>. Spécifiquement, ces auteurs supposent que le bêta est une fonction linéaire du vecteur des variables macroéconomiques  $Z_{t-1}$  de la façon suivante:  $\beta_p(Z_{t-1}) = \beta_{op} + B'_p z_{t-1}$  où  $z_{t-1} = Z_{t-1} - E(Z)$ .  $\beta_{op}$  représente le bêta moyen du portefeuille (c'est le bêta quand toutes les variables d'information sont égales à leur moyenne) et le vecteur  $B'_p$  mesure la sensibilité du bêta au vecteur  $z_{t-1}$ <sup>4</sup>.

En remplaçant le bêta par son expression dans l'équation fournissant l'alpha de Jensen, on peut extraire l'une des mesures de performance proposée par Ferson et Schadt (1996) :

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_{op} (R_{m,t} - R_{f,t}) + B'_p (z_{t-1} (R_{m,t} - R_{f,t})) + \varepsilon_{p,t}$$

L'hypothèse nulle que les gestionnaires ne réalisent pas de meilleures performances par rapport au portefeuille de marché implique un  $\alpha_p = 0$ . Un  $\alpha_p$  significativement positif (négatif) indique que les gestionnaires choisissent de meilleurs (pires) investissements que la moyenne des investisseurs. Ce type de modèle conditionnel permet donc de dissocier de la

<sup>3</sup> 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, la prime de risque de défaut des obligations d'entreprises et une variable muette pour le mois de janvier.

<sup>4</sup> Le fait de soustraire leurs moyennes aux variables d'informations est préférable dans les études conditionnelles (Christopherson et al., 1999 et 2001) d'autant plus que cela simplifie le modèle théorique proposé par Ferson et Schadt, 1996).

performance des fonds mutuels la gestion du bêta qui pourrait s'appuyer sur de l'information publique.

#### 1-4-2 Le modèle de Christopherson, Ferson et Glassman (1998)

Dans une étude empirique, Christopherson et al. (1998) raisonnent de la même façon que Ferson et Schadt mais en supposant que non seulement le bêta mais aussi l'alpha peuvent varier au cours du temps en fonction d'un ensemble d'information  $Z_{t-1}$  défini plus haut :

$$\alpha_p(Z_{t-1}) = \alpha_{op} + A'_p z_{t-1} \text{ où } z_{t-1} = Z_{t-1} - E(Z_{t-1})$$

Ainsi, le modèle de Jensen conditionnel peut s'écrire :

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_{op} + A'_p z_{t-1} + \beta_{op}(R_{m,t} - R_{f,t}) + B'_p(z_{t-1}(R_{m,t} - R_{f,t})) + \varepsilon_{p,t}$$

Christopherson et al. (1999, 2001) précisent que chaque variable est évaluée par sa valeur espérée (moyenne).  $\alpha_{op}$  est alors considéré comme étant l'alpha conditionnel de type *time varying alpha*.

Ces mesures peuvent être appliquées à des modèles monofacteurs (MEDAF) ou multifacteurs (voir *infra*) ou encore à des mesures de *market timing* (Treyner-Mazuy..). Pour une meilleure compréhension de fonctionnement des mesures conditionnelles, le lecteur peut se rendre à Christopherson et al. (1999) qui proposent un exemple simplifié de l'application des telles mesures. Aftalion et Poncet (2003) ou encore Amnec et Le Sourd (2003) présentent aussi l'extension de leurs utilisations.

#### 1-5 Les mesures fondées sur des modèles multifactoriels

Les mesures de performance décrites jusqu'ici reposent sur la comparaison de la performance d'un portefeuille par rapport à celle du marché, présenté par un seul indice. Ceci suppose que le gérant gère un portefeuille ayant une composition identique à celle du marché. Ce qui n'est pas toujours le cas en réalité. C'est pour quoi, il est possible d'évaluer la performance des gérants en utilisant des modèles multifactoriels qui prennent en compte la possibilité qu'il ait construit un portefeuille par plusieurs catégories d'actifs. Ces modèles consistent à estimer l'équation suivante :

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \sum_{j=1}^k \beta_{pj} F_{j,t} + \varepsilon_{p,t}$$

avec  $\beta_{pj}$  est la sensibilité au facteur  $j$ ,  $F_{j,t}$  est la rentabilité du facteur (indice)  $j$  sur la période  $t$ .

Dans notre étude, on utilisera les deux modèles suivants :

- Elton, Gruber, Das et Hlavka (1993) qui proposent d'estimer l'équation suivante :

$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_L(R_{L,t} - R_{f,t}) + \beta_S(R_{S,t} - R_{f,t}) + \beta_O(R_{O,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{p,t}$  avec  $R_{L,t}$  est la rentabilité d'un indice du marché représentant les titres de forte capitalisation,  $R_{S,t}$  est la rentabilité d'un indice composé des titres de petite capitalisation et  $R_{O,t}$  est la rentabilité d'un indice des obligations.

Par ce modèle, Elton et al. (1993), qui se placent dans le cadre d'un marché efficient tel que défini par Grossman et Stiglitz (1980)<sup>5</sup>, remettent en cause les résultats d'Ippolito (1989). En effet, ce dernier, et en se basant sur l'indice de Jensen, étudie la performance d'un échantillon de 143 fonds mutuels sur la période 1965-1984. Il trouve alors que ce dernier possède un alpha positif. Elton et al. (1993) trouvent que cette performance est due au fait

<sup>5</sup> Ces auteurs suggèrent que si le supplément de rentabilité, fruit d'une gestion active, est équivalent aux frais de gestion, le marché est alors considéré efficient.



qu'une grande part des portefeuilles étudiés est investie dans des titres de faible capitalisation alors que le benchmark utilisé par Ippolito est celui représentant des titres à forte capitalisation.

- Elton Gruber et Blake (1996a, 1999) définissent l'équation suivante :

$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_p (R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{SL} R_{SL,t} + \beta_{GV} R_{GV,t} + \beta_O (R_{O,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{p,t}$  où  $R_{SL,t}$  est la rentabilité d'un portefeuille d'arbitrage consistant à acheter les titres de faible capitalisation et à vendre les titres de forte capitalisation,  $R_{GV,t}$  est la rentabilité d'un portefeuille d'arbitrage se fondant sur l'achat des titres de croissance et sur la vente de ceux de valeur et  $R_{O,t}$  est la rentabilité d'un indice obligataire.

Evidemment, on peut associer d'autres facteurs afin de mieux expliquer la performance des gérants d'autant plus que ces facteurs peuvent nous informer sur les natures des fonds étudiés et, partant, le style de gestion suivi par les gérants. Un tel modèle peut être utilisé pour calculer l'habileté d'un gérant à anticiper le marché. Il suffit pour cela d'ajouter un nombre de terme quadratique, par exemple, égal à celui des indices utilisés pour obtenir une mesure plus généralisée de Traynor et Mazuy. De même ce modèle peut être appliqué à la mesure de Henriksson et Merton ou encore celle de Weigel.

## 2- Les mesures de la persistance de la performance

La persistance de la performance peut être définie comme une relation positive entre les classements de performances sur une première période et ceux sur une période subséquente (Carhart, 1997). L'étude de la persistance a pour but de vérifier si les gestionnaires peuvent, systématiquement, battre le marché. Pour se faire, et après avoir choisi les méthodes de mesures de performance à appliquer, il est nécessaire de classer ces fonds. A l'aide des outils statistiques, il suffit d'étudier la répartition de ces classements pour pouvoir conclure quant à la persistance de cette performance.

Au Royaume-Uni, plusieurs types d'analyse sont menés pour étudier la persistance de la performance des fonds de pension et mutuels : les études académiques (Blake et Timmermann 1998, Allen et Tan 1999, Fletcher et Forbes 2002, Blake, Lehmann et Timmermann 1999, Tonks 2005), les études des praticiens (Quigley et Sinquefeld 2000), les études des associations (Giles, Wilsdon, et Worboys 2002a,b) ainsi que celles faites par des agents de contrôle (Rhodes 2000 ; Blake et Timmermann 2003). La plupart de ces études, surtout les académiques<sup>6</sup>, montrent que la persistance de la performance est moins évidente que celle de la sous-performance.

Dans la littérature, on distingue les analyses à l'aide des séries temporelles (Hendricks Patel et Zeckhauser (1993), Goetzmann et Ibbotson (1994), Elton Gruber et Blake (1996a), Carhart (1997)), les tests paramétriques (analyse par régression, Christopherson, Fersn et Glassman 1998, par exemple) et les tests non paramétriques (tableau de contingence). Dans ce qui suit on se limitera à ces derniers.

### 2-1 Les mesures fondées sur les tableaux de contingence

Ces techniques reposent essentiellement sur les tableaux de contingence. Cette méthode envisage de diviser la période d'étude en sous-période et de classer, mesures de

---

<sup>6</sup> Pour plus de détail sur les études de la persistance de la performance aux Etats-Unis et au Royaume-Uni voir Giles et al. (2002a,b).

performance à l'appui, les fonds de chaque période en deux catégories : perdants (Loser) et gagnants (Winner) selon qu'ils se situent en dessous ou en dessus de la valeur médiane. Pour deux sous-périodes (P1 et P2), on obtient un tableau de contingence de type tableau 2. Pour analyser la robustesse du phénomène de persistance, plusieurs tests statistiques sont utilisés dont on illustrera les trois plus importants dans ce qui suit.

**Tableau 2 : Tableau de contingence utilisé pour évaluer la persistance de la performance**

P1	P2	Performance du fonds supérieure à la performance médiane	Performance du fonds inférieure à la performance médiane	Tests utilisés
Performance du fonds supérieure à la performance médiane	Fonds gagnant (GG)	Performance variable (GP)		Chi-deux corrigé
Performance du fonds inférieure à la performance médiane	Performance variable (PG)	Fonds perdant (PP)		CPR, Z-test et Chi-deux

### 2-1-1 le test de Chi-deux

Traditionnellement, un test de Chi-deux est utilisé pour mesurer l'adéquation entre la distribution empirique et la distribution théorique normale des séries. Particulièrement, il permet d'établir le degré d'indépendance des résultats entre deux périodes. Il est alors possible de construire pour les sous-périodes des classements différents selon le nombre d'années, afin d'évaluer la persistance de la performance.

Pour un tableau de contingence à l lignes et c colonnes et pour juger de l'adéquation entre la répartition des fonds entre les différentes classes et une loi uniforme, on utilise le test

défini par la statistique suivante (Kahn et Rudd, 1995) :  $\chi^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^q \frac{(O_{ij} - T_{ij})^2}{T_{ij}}$ .  $O_{ij}$  est la

fréquence observée de la  $i^{\text{ème}}$  ligne et la  $j^{\text{ème}}$  colonne et  $T_{ij}$  est la fréquence théorique de la  $i^{\text{ème}}$  ligne et la  $j^{\text{ème}}$  colonne. Cette statistique suit une loi Chi-deux à  $(l-1) \times (c-1)$  degrés de liberté.

Pour un tableau de contingence de type tableau 2, la statistique  $\chi^2 = \frac{n(WW \times LL - WL \times LW)^2}{(WW + WL)(LW + LL)(WW + LW)(WL + LL)}$ <sup>7</sup>, avec  $n = WW + WL + LW + LL$ , suit

une loi Chi-deux à 1 degré de liberté.

Quand on utilise des résultats d'une distribution continue pour des données discrètes ou pour des échantillons de petite taille on peut procéder à la correction (de continuité) de

---


$$\chi^2 = \frac{(WW - (WW + WL)(WW + LW)/n)^2}{(WW + WL)(WW + LW)/n} + \frac{(WL - (WW + WL)(WL + LL)/n)^2}{(WW + WL)(WL + LL)/n} + \frac{(LW - (LW + LL)(WW + LW)/n)^2}{(LW + LL)(WW + LW)/n} + \frac{(LL - (LW + LL)(WL + LL)/n)^2}{(LW + LL)(WL + LL)/n}$$

<sup>7</sup> En effet,

Yates en définissant la statistique  $\chi^2_{\text{corrigé}} = \sum_{i=1}^l \sum_{j=1}^c \frac{(O_{ij} - T_{ij} - 0,5)^2}{T_{ij}}$ . Pour un tableau de contingence de type tableau 2  $\chi^2_{\text{corrigé}} = \frac{n(|WW \times LL - WL \times LW| - 0,5n)^2}{(WW + WL)(LW + LL)(WW + LW)(WL + LL)}$  suit une loi  $\chi^2(1)$ . Il y a persistance de la performance si la valeur statistique calculée est supérieure à celle de la table, pour un niveau de confiance déterminé.

### 2-1-2 Le Odds Ratio (OR) ou Cross Product Ratio (CPR)

Une alternative statistique au chi-deux est constituée par le ratio de produit en croix (CPR). Brown et Goetzmann (1995) définissent ce ratio par :  $OR = \frac{WW \times LL}{WL \times LW}$ . Pour des échantillons de grande taille il est possible de définir une variable statistique Z par  $Z = \frac{\ln(OR)}{\sigma_{\ln(OR)}}$  qui suit une loi normale centrée réduite (0,1). Christensen (1990) définit l'écart-

type du logarithme du OR par :  $\sigma_{\ln(OR)} = \sqrt{\frac{1}{WW} + \frac{1}{WL} + \frac{1}{LL} + \frac{1}{LW}}$ . L'hypothèse nulle de ce test, absence de persistance, est vérifiée si OR est proche de l'unité.

### 2-1-3 Le Z-test

Pour confirmer les résultats obtenus par le test de Chi-deux et l'OR, un autre test, dit le Z-test, proposé par Malkiel (1995), est utilisé dans l'évaluation de la persistance de la performance des fonds gagnants. Ce test est défini par une variable statistique Z ayant une distribution normale centrée réduite (0,1) et défini par  $Z = \frac{Y - np}{\sqrt{np(1-p)}}$  avec Y, le nombre

des gagnants sur deux périodes consécutives (WW), suit une loi binomiale (n,p), n est le nombre total de fonds soit WW + WL et p est la probabilité qu'un fonds gagnant sur une période, continue de l'être sur la période suivante. En absence de la persistance p sera égale à 0,5. En conséquence, le test consiste à savoir s'il y a persistance de performance ( $p > 0,5$ ).

Pour un tableau de contingence (2x2),  $Z = \frac{WW - 0,5 \times (WW + WL)}{\sqrt{0,5 \times 0,5 \times (WW + WL)}}$ .

### 2-2 Le test du coefficient de corrélation de Spearman

Ce coefficient ne se sert pas des tableaux de contingence mais suppose de classer les fonds relativement à la mesure de performance considérée. Soit, pour deux périodes 1 et 2,  $R_1$  le rang d'un fonds dans l'échantillon sur la période 1 et  $R_2$  son rang sur la période 2. Pour ce fonds, le coefficient de corrélation de Spearman est donné par

$r_s = \frac{\sum_{i=1}^n (R_{1i} - R)(R_{2i} - R)}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (R_{1i} - R)^2 \sum_{i=1}^n (R_{2i} - R)^2}}$  où R est le rang moyen de tous les fonds sur la période. Plus

simplement ce coefficient peut être défini par :  $r_s = 1 - \frac{6}{n(n-1)^2} \sum_{i=1}^n (R_1 - R_2)^2$ . La table de Spearman fournit les valeurs critiques au-delà desquelles les coefficients de corrélation de Spearman obtenus sont significatifs. Pour des échantillons de taille n, on prendra n comme degrés de liberté. Pour juger de la significativité de  $r_s$  on utilise la statistique suivante :  $Z = r_s \sqrt{n-1}$ <sup>8</sup> qui suit une loi normale centrée et réduite. Sous l'hypothèse  $H_0$  d'indépendance des rangs (absence de persistance), aucune corrélation n'est observée.

### 3- Résultats

#### 3-1 Présentation de la base de données

Les données fournies par *Standard and Poor's Fund Services* concernent les rendements de deux types de fonds à savoir les fonds de pensions britanniques et les Unit trusts britanniques. Ces rendements sont mensuels sur la période mars 1990 – février 2005.

Cette base ne révèle pas les frais d'entrée et de sortie et surtout les fonds sortis (pour cause de fusion, de cessation d'activité ou simplement pour arrêt de l'envoi des données à la base) pendant la période d'étude. Ceci nous amène à dire que notre base de données souffre d'un biais de survivance (*survivorship bias*), on gardera donc présent à l'esprit que les rentabilités des fonds de notre échantillon sont probablement "tirées" vers le haut. L'impact de ce biais a été étudié sur des fonds américains (Elton et al. (1996b), Carpenter et Lynch, (1999), Myers (2000), ou encore Carhart et al. (2002), par exemple). Ces études montrent que le fait de ne prendre en compte que les fonds survivants biaise positivement les résultats. De même Blake et Timmermann, (1998), en effectuant la même étude sur des fonds de pension britanniques, ont abouti aux mêmes résultats.

Par ailleurs, Elton et al. (1996b) montrent que ce biais peut être limité en rétrécissant la période d'étude. En effet, ils trouvent que lorsque la période d'analyse passe de vingt à dix ans le biais de survie baisse jusqu'à 0,49 %. De plus, la plupart des études qui portent sur l'analyse des portefeuilles des investisseurs institutionnels souffrent d'un tel biais. Parmi ces études on peut citer celles de Ippolito et Turner (1987), Brwon et al. (1992), Coggin et al. (1993), Christopherson et al. (1998), pour les fonds américains et Brown et al. (1997), Blake et al. (1999 et 2002) pour des fonds investissant sur le marché britannique.

Cependant, plusieurs recherches ont montré que le biais de survivance a un impact plus faible sur les fonds obligataires comparé à celui détecté pour les fonds investissant en actions (Blake, Elton and Gruber, 1993; Dahlquist, Engström and Söderlind, 2000 ; and Ayadi and Kryzanowski, 2004). Selon Blake, Elton and Gruber (1993), ceci est peut être du à la stabilité de performance des fonds obligataires. Pour un échantillon de fonds obligataires américain sur la période 1979-1988, et en estimant alpha par un modèle à six indices, ces auteurs trouvent un biais de survivance de 1,02 %. En utilisant l'excès de la rentabilité moyenne (resp. un modèle conditionnel de mesure de performance ajustée au risque), Dahlquist, Engström and Söderlind (2000) estiment ce biais à 0.10 % (-0.09 %) par an pour

---

<sup>8</sup> On peut aussi utiliser la statistique  $t_{r_s} = r_s \sqrt{(n-2)/(1-r_s^2)}$  qui suit une loi de Student à n-2 degrés de liberté.

des fonds obligataires suisse étudiés entre 1993-1997. Ayadi and Kryzanowski (2004) s'intéressent à la performance d'un échantillon de fonds obligataires canadien sur le période mars 1985- février 2000. Ils évaluent ce biais entre 0 et 0.16 % par an, selon que la mesure utilisée repose sur un modèle inconditionnel ou conditionnel.

De plus cette base de donnée ne donne pas d'informations sur la période qu'un gérant peut rester à la tête d'un fonds. En effet, et vu la longueur de la période d'étude (quinze ans), il y a une forte probabilité qu'un fonds a été géré par plus d'un manager<sup>9</sup>.

Standard & Poor's fournit un échantillon constitué de 3698 fonds de pension et de 2893 unit trusts. Après avoir éliminé les fonds qui n'ont pas un historique complet (180 point mensuels) ainsi que ceux qui ont des caractéristiques à perturber l'homogénéité de l'échantillon (région géographique trop restreinte (Chine, Italie...), fonds indicels ou fonds n'investissant pas en actions ou en obligations), ce dernier s'est réduit à 913 fonds de pension et à 695 unit trusts.

Enfin nous avons séparé notre base de données, pour les deux types de fonds, en neuf catégories dont on n'étudiera que les deux suivantes :

- 1- Les fonds investissant en actions britanniques (Action RU) : 187 fonds de pension et 275 unit trusts.
- 2- Les fonds investissant en obligations britanniques (Obligation RU) : 169 fonds de pension et 31 unit trusts.

Ces retraitements assurent une certaine homogénéité au sein des différentes catégories et permettra alors l'utilisation de la mesure de Jensen (1968) qui nécessite des fonds ayant les mêmes risques pour pouvoir classer leurs performances.

Par ailleurs, et compte tenu qu'on travaille sur des données mensuelles nous avons choisi comme taux sans risque le taux moyen sur les bons du trésor à 1 mois<sup>10</sup>. De plus ce taux est garanti par l'Etat britannique ce qui n'est pas le cas du LIBOR<sup>11</sup> qui est plus risqué. D'autre part, plusieurs études traitant la performance et la persistance de la performance utilise ce taux. Gillet et Moussavou (2000) ne trouvent pas des résultats différents en changeant le taux sans risque pour le marché français. Toutefois, ces taux sont exprimés en pourcentages annuels. Pour les mensualiser nous avons appliqué la formule de capitalisation usuelle suivante<sup>12</sup> :  $Taux\ mensuel = (1 + Taux\ annuel)^{1/12} - 1$ .

### 3.2. Les différents benchmarks

Les benchmarks sont classés par type de fonds (tableau 3). Notons à cet effet que pour le modèle d'Elton Gruber et Blake (EGB) (1996a), l'indice GV étant défini comme la différence entre l'indice Growth et l'indice Value<sup>13</sup>. L'indice SL est obtenu par la différence entre le FTSE 100 et l'indice Small Cap<sup>14</sup>. Alors que pour le modèle de Elton, Gruber Das et Hlavka (EGDH) (1993), qui prend comme indice de marché celui qui représente les entreprises de forte capitalisation, nous avons choisi le FT 100, qui contient les cent

---

<sup>9</sup> En effet, selon Blake, Lehman et Timmerman (1999), la durée moyenne d'un mandat d'un gestionnaire d'un fonds de pension est de 7 ans.

<sup>10</sup> C'est le taux moyen (middle rate) des taux offert et demandé.

<sup>11</sup> Taux auquel les banques se finance entre elles.

<sup>12</sup> Il est aussi possible d'appliquer la formule suivante :  $Taux\ mensuel = \ln(1 + Taux\ annuel) / 12$

<sup>13</sup> Ce sont deux indices définis par MSCI comme indice des entreprises ayant un ratio *price to book* supérieur (respectivement inférieur) à la médiane.

<sup>14</sup> Blake et Timmermann (1998), note 15, page 68.

entreprises ayant les plus fortes capitalisations sur le marché de Londres, comme benchmark de marché des actions.

Le choix de benchmark peut influencer les résultats des études de performance (Lehman et Modest, 1987 Grinblatt et Titman, 1993 ou encore Blake et Timmermann, 2002). C'est pourquoi nous utilisons plus qu'un indice pour représenter un même marché lors de notre étude empirique.

**Tableau 3 : Benchmarks associés aux fonds**

Type de fonds	Benchmark	Caractéristiques
Actions	<ul style="list-style-type: none"> <li>- FTSE Actuaries All Share</li> <li>- FTSE 100</li> <li>- FTSE Small Cap</li> <li>- MSCI Growth</li> <li>- MSCI Value</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Traditionnellement considéré par les analystes financiers comme représentatif du marché des actions britanniques, il contient 850 entreprises dont 620 sont non financières</li> <li>- Représente les cent premières entreprises de fortes capitalisations à la bourse de Londres</li> <li>- Considère les entreprises de petites capitalisations</li> <li>- Contient les entreprises dont le ratio <i>price to book</i> est supérieur à sa médiane</li> <li>- Contient les entreprises dont le ratio <i>price to book</i> est inférieur à sa médiane</li> </ul>
Obligations	<ul style="list-style-type: none"> <li>- FTA British Government All Stocks (FT Oblig RU)</li> <li>- Datastream UK Total All Lives Government (Datastream Oblig RU)</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Couvre l'ensemble des émissions obligataires publiques</li> <li>- Indice calculé par Datastream. Il est assez similaire au premier</li> </ul>

Tous ces benchmarks sont calculés avec dividendes réinvestis et ont été fournis par Datastream. Le calcul de leur rentabilité est le même que celui fait pour les fonds :

$$R_{B,t} = \ln \left( \frac{I_{B,t}}{I_{B,t-1}} \right) \text{ où } I_{B,t} \text{ désigne l'indice du Benchmark B à la date t.}$$

### 3-3 Les variables d'information

Pour utiliser les modèles conditionnels nous avons besoin de définir les variables d'information. Tout d'abord, on doit signaler le fait qu'en ce qui concerne les mesures conditionnelles, cette étude se limitera aux fonds investissant en actions et obligations britanniques (fonds Actions RU et fonds Obligations RU). En effet, il n'est pas évident de spécifier des variables d'informations sur un marché international et encore moins pour les fonds investissant en Allocations d'actifs. De plus, la plupart des études se concentrent sur les marchés des actions domestiques.

Pour les fonds Actions RU, on procède de la même façon que Ferson et Schadt (1996) tout en définissant des variables spécifiques au marché britannique (Blake et Timmermann 1998<sup>15</sup>, Lee 1999, Quigley et Sinquefeld 2000, Rhodes 2002, Fletcher et Forbes 2002, et Gregory et Tonks 2005).

Pour les actions  $Z_{t-1}$  est composé de :

- la valeur annualisée retardée du taux sans risque (Treasury Bill à 1 mois) : **TSR**

<sup>15</sup> cf. note 17 page 69

- Taux de dividende<sup>16</sup> retardé sur le marché des actions (présenté par l'indice FT All Share): **TD**

- la différence retardée entre le taux sur les obligations d'Etat de long terme et le taux sur les bons du trésor à trois mois<sup>17</sup> : **TM**

- une variable muette pour le mois de janvier<sup>18</sup> qui prend 1 si le mois suivant est le mois de janvier et 0 sinon : **VMJ**

Pour les obligations,  $Z_{t-1}$  sera composé différemment. En effet, les variables d'information sont définies comme étant des facteurs prédictifs de la performance du marché sur lequel les fonds investissent. Les études traitant la prédictibilité des rentabilités des obligations sont, non seulement peu nombreuses, mais concernent essentiellement le marché américain (Keim et Stambaugh (1986), Fama et French (1989), Chang et Huang (1990)<sup>19</sup> et surtout Campbell, Chan et Viceira (2003)). Une des rares études qui s'est intéressée au marché obligataire public international<sup>20</sup> est celle de Ilmanen (1995).

De plus, les études utilisant les mesures conditionnelles et portant sur la performance des fonds obligataires sont aussi rares et portent essentiellement sur les fonds américains (Fesron et Warter (1996), Fesron et Schadt (1996)). Ce qui ne nous permet pas d'avoir une base de définition des variables d'information appropriée. Le vecteur d'information sera composé<sup>21</sup> de :

- la valeur annualisée retardée du taux sans risque à 1 mois (Trasury Bill à 1 mois) : **TSR** (Campbell et al. 2003).

- la différence retardée entre le taux sur les obligations d'Etat de long terme et le taux de dividende sur le marché des actions (présenté par l'indice FT All Share): **TLD**. Cette variable d'information repose sur le fait qu'un investisseur a la possibilité d'arbitrer entre les actions et les obligations. Cet arbitrage est réalisé en se fondant sur le taux long pour les obligations et le taux de dividende pour les actions.

- la différence retardée entre le taux sur les obligations d'Etat de long terme et le taux sur les bons du trésor à trois mois : **TM**. Campbell et al. (2003) montrent que, pour le marché américain des obligations, une telle information sert énormément dans la prédiction des rentabilités futures pour la seconde moitié du vingtième siècle.

- la différence retardée entre la rentabilité de marché des actions (présenté par l'indice FT All Share) et le taux sans risque (Treasury Bill à 1 mois) : **TN** (Campbell et al. 2003).

- Une variable muette pour le mois de janvier qui prend 1 si le mois suivant est le mois de janvier et 0 sinon : **VMJ**

### ***3-4 Les tests de persistance***

Les tableaux 1.1 et 1.2 illustrent les résultats des tests non paramétriques de la persistance de la performance des fonds de pension et fonds mutuels investissant en actions britanniques entre les deux sous-périodes mars 1990 – août 1997 et septembre 1997 – février

---

<sup>16</sup> Il est calculé comme le niveau de prix (de l'indice) du dernier mois rapporté aux paiements dividendes sur l'indice pour les douze derniers mois.

<sup>17</sup> Pour une justification du choix de ce taux voir Sawicki et Ong, (2000)

<sup>18</sup> Cette variable met en évidence la présence d'une anomalie sur le marché. Les rentabilités des actions au mois de janvier dépassent celles des autres mois.

<sup>19</sup> Les deux premières études ont suggéré d'utiliser les mêmes variables de prédictions pour les actions et pour les obligations américaines. L'étude de Chang et Huang a porté sur la prédictibilité des rentabilités des obligations des entreprises.

<sup>20</sup> Six pays sont considérés : les Etats-Unis, le Royaume-Uni, le Canada, le Japon, l'Allemagne et la France.

<sup>21</sup> Nous nous référons surtout à Hervé (2002) et Campbell, Chan et Viceira (2003)

2005 (90 mois). Ces résultats sont donnés pour plusieurs mesures de performance : la rentabilité, les mesures ajustées au risque total (Sharpe et Sortino), les mesures ajustées au risque spécifique (Treynor), les mesures de Jensen non conditionnelles et conditionnelles, les mesures de timing ainsi que les mesures fondées sur des modèles pluri-factoriels.

Pour les fonds de pension actions, on rejette l'hypothèse nulle d'indépendance entre les sous-périodes avec un seuil de risque de 5 % pour tous les tests et pour toutes les mesures de performance non conditionnelles (ajustées ou non aux risques). De plus, on remarque que le nombre de fonds dans chaque classe est proche de 47, valeur pour laquelle il n'existe pas de persistance. En revanche, en utilisant les modèles conditionnels, quelques tests décèlent un phénomène de persistance à long terme. Ainsi, si la performance est mesurée par l'alpha de Jensen ou l'alpha de T-M conditionnel, respectivement, comme dans l'article de Christopherson, Ferson et Glassman (1998) les quatre tests sont significatifs à 5 %. De même, le recours à des modèles multifactoriels avec un alpha conditionnel montre l'existence d'une persistance à long terme. Les coefficients de corrélation de Spearman sont négatifs et majoritairement significatifs ce qui tranche pour l'inexistence de la persistance.

Une étude de persistance de la performance à moyen terme (5 ans) des fonds de pension (tableaux 2.1 et 2.2) montre l'inexistence de celle-ci entre les deux premières sous-périodes (mars 1990 – février 1995 et mars 1995 – février 2000) quelle que soit la mesure de performance non conditionnelle considérée, sauf pour l'indice de Treynor. En revanche, entre les sous-périodes P2-P3 (mars 1995 – février 2000 et mars 2000 – février 2005) les mêmes tests deviennent significatifs sauf pour les mesures de timing (T-M et Weigel) et le ratio d'information. Avec les mesures conditionnelles les tests détectent beaucoup plus de persistance entre les deux premières sous périodes. Les coefficients de corrélation de Spearman sont encore une fois négatifs pour toutes les mesures.

Pour les unit trusts, les quatre premiers tests détectent une certaine stabilité de la performance à la fin de période mais les coefficients de corrélation de Spearman sont, pour la plupart d'entre eux, significativement négatifs.

La persistance de la performance des fonds actions est donc relative à la mesure de performance considérée ainsi qu'à la période étudiée. D'après Christopherson, Ferson et Glassman (1998), si les mesures conditionnelles permettent de dégager une certaine stabilité de la performance des fonds de pension c'est que les techniques utilisées pour évaluer ces gestionnaires sont plus appropriées comparées à celles employées pour évaluer des gestionnaires des fonds mutuels. Globalement, à long terme, les fonds de pension enregistrent une persistance de la performance moins significative que celle des fonds mutuels. A moyen terme, et pour les deux types de fonds, les tests tranchent pour l'inexistence de la persistance ou début de période. En revanche, à la fin de celle-ci, les fonds mutuels dégagent des performances plus stables que celles des fonds de pension.

Pour les fonds de pension obligataires, les tests sur la rentabilité ainsi que sur les mesures ajustées au risque total montrent une certaine stabilité de la performance à long terme (tableau 3). Ce qui n'est pas le cas pour les unit trusts où seul pour le ratio d'information les tests sont significatifs. Les tests sur l'alpha de Jensen montrent que, pour les deux types de fonds, la performance est stable. Seuls les modèles de timing de T-M et de H-M ne permettent pas de détecter une telle stabilité.

Les tests appliqués aux mesures conditionnelles confirment ces résultats. En effet, tous les tests sont significatifs même si le coefficient de Spearman est majoritairement faiblement négatif.

A moyen terme, la persistance des performances est moins importante que celle obtenue sur une période plus longue. En effet, les deux premières sous périodes (P1-P2), montrent que seuls les tests sur les fonds de pension (tableau 4.1), avec le ratio de Treynor et



l'alpha de Jensen non conditionnel et conditionnel à la Christopherson, Ferson et Glassman (1998) ainsi qu'avec les mesures de timing (H-M et Weigel avec alpha conditionnel) sont significatifs. En revanche, pour les fonds mutuels (tableau 4.2) aucun test ne détecte un phénomène de stabilité de la performance, sauf pour le ratio d'information et le modèle de Weigel.

A la fin de la période, les fonds de pension (tableau 4.1) enregistrent une meilleure persistance que celle du début. En effet, les tests sont beaucoup plus significatifs pour les sous-périodes P2-P3 surtout pour les mesures non conditionnelles. La mesure de Jensen non conditionnelle n'est plus persistante et seul le modèle de H-M, parmi ceux qui intègrent les comportements de *market timing* permet d'obtenir les mêmes résultats que ceux de la première période.

Les fonds mutuels (tableau 4.2) enregistrent, à leur tour, une certaine stabilité de leur persistance pendant ces sous-périodes, puisque les tests deviennent significatifs pour quelques mesures de performance. En effet, en prenant la rentabilité, l'alpha de Jensen, les modèles de timing (H-M et Weigel) ou la mesure de Jensen avec beta conditionnel comme mesure de la performance, celle-ci enregistre une stabilité pour ces fonds. De plus, le coefficient de Spearman devient significatif quelle que soit la mesure de performance considérée. Ce qui montre que les fonds les meilleurs sont peut être à l'origine d'une telle persistance.

## **Conclusion**

Les analyses à long terme montrent que, globalement, les fonds de pension actions ne semblent pas connaître une stabilité de leur performance, sauf pour celles mesurées par les modèles conditionnels. Une prise en compte des variabilités des bêtas et des alphas dans le temps, toutes en spécifiant convenablement les variables d'information, aurait une influence sur la gestion de ces fonds à long terme. Ce qui va dans le sens des résultats obtenus par Christopherson, Ferson et Glassman (1998). A moyen terme, la performance de ces fonds est plus stable surtout en fin de période. En revanche, les fonds mutuels connaissent une certaine stabilité dans leurs performances, ou du moins une persistance plus importante, que celles des fonds de pension que ce soit à long ou moyen terme.

En investissant sur le marché des obligations britanniques, les fonds de pension enregistrent une certaine stabilité de leur performance à long terme. Ce phénomène, est aussi vérifié à court terme surtout à la fin de la période (deuxième sous-période, P2-P3). En revanche, et que ce soit à long ou moyen terme, rares sont les tests qui sont significatifs pour la persistance de la performance des fonds mutuels obligataires.

Cette étude montre qu'en investissant sur le marché des actions ou sur celui des obligations, les investisseurs institutionnels britanniques n'arrivent pas, continuellement, à faire mieux que ces marchés. Ce qui peut trancher pour l'efficience de ces derniers.

#### 4- Bibliographie

- Aftalion, F. (2001), « Les performances des OPCVM actions françaises », *Banques & Marchés*, mai-juin, 52, pp. 6-16.
- Aftalion, F. (2004), *La Nouvelle Finance et la Gestion des Portefeuilles*, 2<sup>ème</sup> édition, Economica.
- Aftalion, F. et Poncet, P. (2003), *Les Techniques de Mesures de Performance*, Economica.
- Allen, D.E., et Tan, M.L. (1999), « A Test of the Persistence in the Performance of UK Managed Funds », *Journal of Business Finance and Accounting*, 26(5+6), pp. 559-94.
- Amenc, N. et Le Sourd, V., (2003), *Théorie du Portefeuille et Analyse de sa Performance*, Economica, 2<sup>ème</sup> édition.
- Ayadi, M.A., et Kryzanowski, L., (2004) « Performance of Canadian Fixed-Income Mutual Funds ». Working Paper, presented at the PFN 3<sup>rd</sup> Finance conference, Lisbon : July 2004.
- Blake, C.R., E. Elton, et M. Gruber (1993), « The Performance of Bond Mutual Funds », *Journal of Business*, 66(3), pp. 371-403.
- Blake, D., Lehman B., et Timmermann, A. (1999), « Asset Allocation Dynamics and Pension Fund Performance », *Journal of Business*, 72(4), pp. 429-461.
- Blake, D., Lehman B., et Timmermann, A. (2002), « Performance Clustering and Incentives in the UK Pension Funds Industry », *Journal of Asset Management*, 3(2), pp. 173-194.
- Blake, D., et Timmermann, A. (1998), « Mutual Fund Performance: Evidence from the UK », *European Finance Review*, 2(1), pp. 57-77.
- Blake, D., et Timmerman, A. (2002), « Performance Benchmarks for Institutional Investors : Measuring, Monitoring and Modifying Investment Behaviour » Pension Institute Discussion Paper PI-0106. Chapter 5 In Knight, J. and Satchell, S. (Eds) *Performance Measurement in Finance: Firms, Funds and Managers*, (Butterworth-Heinemann), Oxford.
- Blake, D., et Timmerman, A. (2003), « Performance Persistence in Mutual Funds: An Independent Assessment of the Studies Prepared by Charles River Associates for the Investment Management Association », Report commissioned by the Financial Services Authority (FSA), April.
- Brown, S.J., et Goetzmann, W.N., (1995), « Performance Persistence », *Journal of Finance*, 50(2), pp. 679-98.
- Brown, S.J., Goetzmann, W.N., Ibbotson, R., et Ross, S., (1992), « Survivorship Bias in Performance Studies », *Review of Financial Studies*, 5(4), pp. 553-80.
- Brown, G., Draper, P. et McKenzie, E., (1997), « Consistency of UK Pension Fund Investment Performance », *Journal of Business Finance and Accounting*, 24(2), pp. 158-178.
- Campbell, J.Y., LO, A.W., et MacKinley, A.C., (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, New Jersey, Princeton University Press.
- Campbell, J.Y., Chan, Y.L., et Viceira, L.M. (2003), « A Multivariate Model of Strategic Asset Allocation », *Journal of Financial Economics*, 67, pp. 41-80.
- Carhart, M. (1997), « On Persistence in Mutual Fund Performance », *Journal of Finance*, 52(1), pp. 57-82.
- Carhart, M., Carpenter, J., Lynch, A.W., et Musto, D.K., (2002) « Mutual Fund Survivorship », *Review of Financial Studies*, 15(5), pp. 1439-63.

- Carpenter, J.N., et Lynch, A.W., (1999) « Survivorship Bias and Attrition Effects in Measures of Performance Persistence », *Journal of Financial Economics*, 54(3), pp. 337-74.
- Chang, E.C., et Huang, R.D., (1990), « Time Varying Return and Risk in The Corporate Bond Market », *Journal of Financial and Quantitative analysis*, 25(3), pp. 323-40.
- Christensen, R., (1990), *Log-Linear Models*, New York, Springer-Verlag.
- Christopherson, J.A, W. Ferson, et D. Glassman (1998), « Conditioning Manager Alphas on Economic Information: Another Look at the Persistence of Performance », *Review of Financial Studies*, 11(1), pp. 111-42.
- Christopherson, J.A., Ferson, W.E. et Turner, A.L., (1999) « Performance Evaluation Using Conditional Alphas and Betas », *Journal of Portfolio Management*, Fall, pp. 59-72.
- Christopherson, J.A., Ferson, W.E. et Turner, A.L., (2001) « Using Time-varying Alphas and Betas in Performance Evaluation », *Journal of Investment Consulting*, 2, pp. 2-12.
- Coggin, T.D., F.J. Fabozzi, and S. Rahman, (1993), « The Investment Performance of U.S. Equity Pension Fund Managers : An Empirical Investigation », *Journal of Finance*, 48(3), pp. 1039-55.
- Dahlquist, M., Engström, S., and Söderlind, P., (2000), « Performance and Characteristics of Swedish Mutual Funds », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35(3), pp.409-23.
- Detzler, M.L., (1999), « The Performance of Global Bond Mutual Funds », *Journal of Banking and Finance*, 23(8), pp. 1195-217.
- Elton, E., Gruber, M. and Blake, C.R., (1996), « The Persistence of Risk-Adjusted Mutual Fund Performance », *Journal of Business*, 69(2), pp. 133-57.
- Elton, E., Gruber, M. and Blake, C.R., (1996), « Survivorship Bias and Mutual Fund Performance », *Review of Financial Studies*, 9(4), pp. 1097-120.
- Elton, E., Gruber, M. and Blake, C.R., (1999), « Common Factors in Active and Passive Portfolios », *European Finance Review*, 3(1), pp. 53-78.
- Elton E.J., Gruber M.J., Das S. and Hlavka M. (1993), « Efficiency with Costly Information : a Reinterpretation of Evidence from Managed Portfolios », *Review of Financial Studies*, 6(1), pp. 1-22.
- Fama, E.F., (1970) « Efficient Capital Market : A review of Theory and Empirical Work », *Journal of Finance*, 25(2), pp. 383-417.
- Fama, E.F., (1991), « Efficient Capital Markets : II », *Journal of Finance*, 46(5), pp. 1575-617.
- Fama, E.F., Fisher, L., Jensen, M.C., Roll, R., (1969) « The Adjustment of Stock Prices to New Information », *International Economic Review*, 10(1), pp. 1-21.
- Fama, E.F., et French, K., (1989), « Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds », *Journal of Financial Economics*, 25(1), pp. 23-49.
- Ferson, W.E., et Schadt, R., (1996), « Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions », *Journal of Finance*, 51(2), pp. 425-61.
- Ferson, W.E., et Warter, V.A, (1996), « Evaluating Fund Performance in a Dynamic Market », *Financial Analyst Journal*, 52(6), pp. 20-28.
- Fletcher, J., et Forbes, D., (2002) « An exploration of the Persistence of UK Unit Trust Performance », *Journal of Empirical Finance*, 9(5), pp. 475-93.
- Gallagher, D.R., and Jarnecic, E., (2002), « The Performance of Active Australian Bond Fund », *Australian Journal of Management*, 27(2), pp. 163-186.

- Gallais-Hamonno G., Grandin P. (1999), « Les mesures de performances », *Banques & Marchés*, n° 42, septembre-octobre, p. 56-62.
- Gallo, J. G., Lockwood, L. J. and Swanson, P., (1997), « The Performance of International Bond Funds », *International Review of Economics and Finance*, 6(1), pp. 17-36.
- Giles, T., Wilsdon, T., and Worboys, T., (2002), « Performance Persistence in UK Equity Funds : a Literature Review » Charles River Associates, Final Report, CRA n°. D03374-00, January.
- Giles, T., Wilsdon, T., and Worboys, T., (2002), « Performance Persistence in UK Equity Funds : an Empirical Analysis » Charles River Associates (CRA) Final Report, n°. D03374-00, October.
- Gillet, P., et Moussavou, J., (2000), « L'importance du choix du benchmark et du taux sans risque dans la mesure des performances des fonds d'investissement », *European Investment Review*,
- Goetzmann, W., and R. Ibbotson (1994), « Do Winners Repeat ? », *Journal of Portfolio Management*, 20(Winter), pp. 9-18
- Grandin, P., (1998), *La mesure de performance des fonds d'investissement*, Paris, Economica.
- Gregory, A., and Tonks. I., (2005), « Performance of Personal Pension Schemes in the UK ». Xfi Working Paper, University of Exeter.
- Grinblatt, M. et S. Titman (1992), «The Persistence of Mutual Fund Performance», *Journal of Finance*, 47(5), pp. 1977-84.
- Grossman, S.J., and Stiglitz, J.E., (1980), « On the Impossibility Informationally Efficient Market », *American Economic Review*, 70(3), pp. 393-408.
- Gudikunst, A., et McCarthy, J., (1992), « Determinants of Bond Mutual Fund Performance », *Journal of Fixed Income*, 2(june), pp. 95-101.
- Hendricks, D., J. Patel, and R. Zeckhauser (1993), « Hot Hands in Mutual Funds : Short-Run Persistence of Relative Performance, 1974-1988 », *Journal of Finance*, 48(1), pp. 93-130.
- Henriksson, R. and Merton, R. (1981) « On Market Timing and Investment Performance. II. Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills », *Journal of Business*, 54(4), pp 513-533.
- Hervé F., (2002), *Gestion financière des fonds de pension : Allocation d'actifs, activisme et performance*, Thèse en science de gestion, Université d'Orléans.
- Ilmanen, A., (1995) « Time-Varying Expected Returns in International Bond Markets », *Journal of Finance*, 50(2), pp. 481-506.
- Ippolito, R.A., (1989), « Efficiency with Costly Information : A Study of Mutual Fund Performance, 1965-1984 », *Quarterly Journal of Economics*, 104(1), pp. 1-23.
- Ippolito, R.A., and Turner, J.A., (1987), « Turnover, Fees and Pension Fund Performance », *Financial Analysts Journal*, 43(6), pp. 16-26.
- Jacquillat B. et Solnick B., *Marchés financiers : gestion de portefeuille et des risques*, Dunod, 4<sup>ème</sup> édition.
- Jensen, M.C., (1968), « The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964 », *Journal of Finance*, 23(2), pp. 389-416.
- Kahn, R.N. and Rudd, A., (1995), « Does Historical Performance Predict Future Performance ? », *Financial Analyst's Journal*, 51(6), pp. 43-52.

- Keim, D.B., et Stambaugh, P.H., (1986), « Predicting Returns in The Stocks and Bond Markets », *Journal of Financial Economics*, 17(2), pp. 357-90.
- Lee, S.L., (1999), « The Conditional Performance of UK Property Funds », Working Papers in Land Management and Development 03/99 pp. 16 (American Real Estate 15, 7-10 April, Tampa Florida).
- Lehman, B., and Modest, D., (1987), « Mutual Fund Performance Evaluation : A Comparison of Benchmarks and Benchmark Comparisons », *Journal of Finance*, 42(2), pp. 233-265.
- Malkiel, B.G., (1995), « Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991 », *Journal of Finance*, 50(2), pp. 549-72.
- Markowitz, H.M., (1952), « Portfolio Selection », *Journal of Finance*, Vol 7, pp. 77-91.
- Markowitz, H.M., (1959), *Portfolio Selection : Efficient Diversification of Investments*, John Wiley & Sons, New York.
- Merton, R.C., (1981) « On Market Timing and Investment Performance. I. An Equilibrium Theory of Value of Market Forecasts », *Journal of Business*, 54(3), pp. 363-406.
- Modigliani, F, and Modigliani, L., (1997) « Risk-Adjusted Performance », *Journal of Portfolio Management*, 23(2), pp. 45-54.
- Myers, D.H., (2000), « Survivorship and Predictability in Pension Fund Returns », Working Paper, Lehigh University, October.
- Quigley, G., and Sinquefeld, R.A., (2000) « Performance of UK Equity Unit Trusts », *Journal of Asset Management*, 1(1), pp. 72-92.
- Rhodes, M., (2000) « Past Imperfect ? The Performance of UK Equity Managed Funds », Financial Service Authority (FSA) Occasional Paper n° 9, August.
- Rhodes, M., (2002) « Market Efficiency and the Persistence of Unit Trust Performance », School of Management and Business (SMB) Research Paper n°.2002-6.
- Sawicki, J. and Ong F. (2000), « Evaluating Managed Fund Performance Using Conditional Measures: Australian Evidence », *Pacific-Basin Finance Journal*, 8(3-4), pp. 505-528
- Sharpe, W.F. (1964), « Capital Asset Prices : a Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk », *Journal of Finance*, 19(3), pp. 425-42.
- Silva, F., Cortez, M. Do Céu., and Armada, M.R. (2003), « Conditioning Information and European Bond Fund Performance », *European Financial Management*, 9(2), pp. 201-230.
- Silva, F., Cortez, M. Do Céu., and Armada, M.R. (2005), « The Persistence of European Bond Fund Performance : Does Conditioning Information Matter », *International Journal of Business*, 11(4), Fall.
- Sortino, F., Price, L (1994) « Performance Measurement in a Downside Risk Framework », *Journal of Investing*, 3(3), pp. 9-65.
- Tonks, I., (2005), « Performance Persistence of Pension Fund Managers », *Journal of Business*, 78(6), pp. 1917-42.
- Treynor, J.L (1965), « How to Rate Management of Investment Funds », *Harvard Business Review*, 43(1), pp. 63-75.
- Treynor, J.L. et Mazuy, F., (1966), « Can Mutual Funds Outguess the Market ? », *Harvard Business Review*, 44(4), pp. 131-136.
- Weigel, E.J., (1991), « The Performance of Tactical Asset Allocation », *Financial Analysts Journal*, 47(5), pp. 63-70.

## ANNEXES

Tableau 1.1 : Tests de persistance de la performance (fondée sur différents critères) des fonds de pension actions entre la période mars 1990 – août 1997 (P1) et la période septembre 1997 – février 2005 (P2).

	P2	G	P	Chi-Deux	$\chi^2$ corrigé (Yates)	OR	Z	Spearman
	P1							
Rentabilité	G	44	49	0,4337	0,6477	0,8247	-0,5185	-0,0275
	P	49	45	(0,51)	(0,42)	(0,51)	(0,60)	(0,7090)
Indice de Treynor	G	45	48	0,1340	0,2624	0,8984	-0,3111	0,0236
	P	48	46	(0,71)	(0,61)	(0,71)	(0,76)	(0,7484)
Indice de Sharpe	G	42	51	1,5465	1,9317	0,6943	-0,9333	-0,0438
	P	51	43	(0,21)	(0,16)	(0,22)	(0,35)	(0,5519)
Indice de Sortino	G	44	49	0,4337	0,6477	0,8247	-0,5185	-0,0546
	P	49	45	(0,51)	(0,42)	(0,51)	(0,60)	(0,4579)
Ratio d'information	G	48	45	0,2616	0,1334	1,1615	0,3111	0,0879
	P	45	49	(0,61)	(0,71)	(0,61)	(0,76)	(0,2316)
M <sup>2</sup>	G	42	51	1,5465	1,9317	0,6943	-0,9333	-0,0438
	P	51	43	(0,21)	(0,16)	(0,22)	(0,35)	(0,5519)
Alpha de Jensen	G	46	47	0,0054	0,0483	0,9787	-0,1037	-0,0254
	P	47	47	(0,94)	(0,83)	(0,94)	(0,92)	(0,7303)
Treynor-Mazuy	G	42	51	1,5465	1,9317	0,6943	-0,9333	-0,0538
	P	51	43	(0,21)	(0,16)	(0,22)	(0,35)	(0,4642)
Henrikson-Merton	G	45	48	0,1340	0,2624	0,8984	-0,3111	-0,1220
	P	48	46	(0,71)	(0,61)	(0,71)	(0,76)	(0,0963)
Weigel	G	45	48	0,1340	0,2624	0,8984	-0,3111	-0,0977
	P	48	46	(0,71)	(0,61)	(0,71)	(0,76)	(0,1833)
EGB	G	49	44	0,6465	0,4327	1,2655	0,5185	0,0797
	P	44	50	(0,42)	(0,51)	(0,42)	(0,60)	(0,2782)
EGDH	G	50	43	1,2024	0,9031	1,3791	0,7259	0,0445
	P	43	51	(0,27)	(0,34)	(0,27)	(0,47)	(0,5456)
Jensen Conditionnel beta	G	42	51	1,5465	1,9317	0,6943	-0,9333	-0,0316
	P	51	43	(0,21)	(0,16)	(0,22)	(0,35)	(0,6676)
Jensen Conditionnel alpha	G	58	35	11,8108	10,8269	2,7935	2,3850	0,1546
	P	35	59	(0,0006)	(0,001)	(0,0008)	(0,02)	(0,0347)
T-M Conditionnel beta	G	44	49	0,4337	0,6477	0,8247	-0,5185	-0,0760
	P	49	45	(0,51)	(0,42)	(0,51)	(0,60)	(0,3013)
T-M Conditionnel alpha	G	58	35	11,8108	10,8269	2,7935	2,3850	0,1569
	P	35	59	(0,0006)	(0,001)	(0,0008)	(0,02)	(0,0320)
H-M Conditionnel beta	G	40	53	3,3439	3,9002	0,5838	-1,3480	-0,1834
	P	53	41	(0,07)	(0,048)	(0,0699)	(0,18)	(0,0120)
H-M Conditionnel alpha	G	53	40	3,8971	3,3410	1,7888	1,3480	0,0931
	P	40	54	(0,048)	(0,067)	(0,0507)	(0,18)	(0,2049)
Weigel Conditionnel beta	G	40	53	3,3439	3,9002	0,5838	-1,3480	-0,1480
	P	53	41	(0,07)	(0,048)	(0,0699)	(0,18)	(0,0432)
Weigel Conditionnel alpha	G	50	43	1,2024	0,9031	1,3791	-0,7259	0,1067
	P	43	51	(0,27)	(0,34)	(0,27)	(0,47)	(0,1460)
EGB Conditionnel beta	G	49	43	0,9018	0,6454	1,3208	0,6255	0,2014
	P	44	51	(0,34)	(0,42)	(0,34)	(0,53)	(0,0057)
EGB Conditionnel alpha	G	54	39	5,1376	4,4959	1,9527	1,5554	0,1913
	P	39	55	(0,02)	(0,03)	(0,03)	(0,12)	(0,0087)
EGDH Conditionnel beta	G	51	39	3,3370	2,8237	1,7125	1,2649	0,1280
	P	42	55	(0,07)	(0,09)	(0,07)	(0,21)	(0,0809)
EGDH Conditionnel alpha	G	56	37	4,6265	4,0009	1,9226	1,9702	0,1720
	P	37	47	(0,03)	(0,046)	(0,03)	(0,0503)	(0,0186)

Pour les modèles nécessitant un benchmark, le FT All Share est utilisé pour représenter le marché des actions et le FT Oblig RU pour le marché des obligations. Les termes entre parenthèses désignent les p-value.

Tableau 1.2 : Tests de persistance de la performance (fondée sur différents critères) des unit trusts actions entre la période mars 1990 – août 1997 (P1) et la période septembre 1997 – février 2005 (P2).

	P2	→		Chi-Deux	$\chi^2$ corrigé (Yates)	OR	Z	Spearman
	P1	G	P					
Rentabilité	G	62	75	2,2734	2,6517	0,6944	-1,1107	-0,0616
	P	75	63	(0,1316)	(0,1034)	(0,1333)	(0,2677)	(0,3091)
Indice de Treynor	G	62	75	2,2734	2,6517	0,6944	-1,1107	-0,0858
	P	75	63	(0,1316)	(0,1034)	(0,1333)	(0,2677)	(0,1560)
Indice de Sharpe	G	61	76	3,0590	3,4955	0,6548	-1,2815	-0,1518
	P	76	62	(0,0803)	(0,0615)	(0,0820)	(0,2011)	(0,0117)
Indice de Sortino	G	62	75	2,2734	2,6517	0,6944	-1,1107	-0,1616
	P	75	63	(0,1316)	(0,1034)	(0,1333)	(0,2677)	(0,0073)
Ratio d'information	G	78	57	6,7203	6,1094	1,8787	1,8074	0,2431
	P	59	81	(0,0095)	(0,0134)	(0,0104)	(0,0718)	(0,0000)
M <sup>2</sup>	G	61	76	3,0590	3,4955	0,6548	-1,2815	-0,1518
	P	76	62	(0,0803)	(0,0615)	(0,0820)	(0,2011)	(0,0117)
Alpha de Jensen	G	61	76	3,0590	3,4955	0,6548	-1,2815	-0,0854
	P	76	62	(0,0803)	(0,0615)	(0,0820)	(0,2011)	(0,1577)
Treynor-Mazuy	G	64	73	1,0514	1,3133	0,7806	-0,7689	0,0781
	P	73	65	(0,3052)	(0,2518)	(0,3064)	(0,4426)	(0,1969)
Henrikson-Merton	G	76	61	3,4938	3,0575	1,5727	1,2815	0,0640
	P	61	77	(0,0616)	(0,0804)	(0,0632)	(0,2011)	(0,2901)
Weigel	G	73	64	1,3123	1,0505	1,3188	0,7689	0,1042
	P	64	74	(0,2520)	(0,3054)	(0,2534)	(0,4426)	(0,0846)
EGB	G	73	64	1,3123	1,0505	1,3188	0,7689	0,0773
	P	64	74	(0,2520)	(0,3054)	(0,2534)	(0,4426)	(0,2010)
EGDH	G	78	59	5,5300	4,9773	1,7702	1,6233	0,0877
	P	59	79	(0,0187)	(0,0257)	(0,0198)	(0,1057)	(0,1471)
Jensen Conditionnel beta	G	76	61	3,4938	3,0575	1,5727	1,2815	-0,1135
	P	61	77	(0,0616)	(0,0804)	(0,0632)	(0,2011)	(0,0602)
Jensen Conditionnel alpha	G	71	66	0,4397	0,2943	1,1736	0,4272	0,1118
	P	66	72	(0,5073)	(0,5875)	(0,5079)	(0,6696)	(0,0640)
T-M Conditionnel beta	G	77	60	4,4537	3,9592	1,6683	1,4524	0,0739
	P	60	78	(0,0348)	(0,0466)	(0,0362)	(0,1475)	(0,2220)
T-M Conditionnel alpha	G	78	59	5,5300	4,9773	1,7702	1,6233	0,1332
	P	59	79	(0,0187)	(0,0257)	(0,0198)	(0,1057)	(0,0272)
H-M Conditionnel beta	G	77	60	4,4537	3,9592	1,6683	1,4524	0,0092
	P	60	78	(0,0348)	(0,0466)	(0,0362)	(0,1475)	(0,8790)
H-M Conditionnel alpha	G	80	57	8,0317	7,3626	1,9945	1,9650	0,1466
	P	57	81	(0,0046)	(0,0067)	(0,0052)	(0,0504)	(0,0149)
Weigel Conditionnel beta	G	72	65	0,8178	0,6142	1,2440	0,5981	0,1022
	P	65	73	(0,3658)	(0,4332)	(0,3669)	(0,5503)	(0,0906)
Weigel Conditionnel alpha	G	66	71	0,2948	0,4403	0,8772	-0,4272	0,1558
	P	71	67	(0,5872)	(0,5070)	(0,5877)	(0,6696)	(0,0097)
EGB Conditionnel beta	G	79	56	8,0293	7,3602	1,9945	1,9795	0,0816
	P	58	82	(0,0046)	(0,0067)	(0,0052)	(0,0488)	(0,1771)
EGB Conditionnel alpha	G	72	65	0,8178	0,6142	1,2440	0,5981	0,2547
	P	65	73	(0,3658)	(0,4332)	(0,3669)	(0,5503)	(0,0000)
EGDH Conditionnel beta	G	68	69	0,0037	0,0328	0,9855	-0,0854	0,0900
	P	69	69	(0,9517)	(0,8563)	(0,9518)	(0,9320)	(0,1364)
EGDH Conditionnel alpha	G	78	59	5,5300	4,9773	1,7702	1,6233	0,2288
	P	59	79	(0,0187)	(0,257)	(0,198)	(0,1057)	(0,0001)

Pour les modèles nécessitant un benchmark, le FT All Share est utilisé pour représenter le marché des actions et le FT Oblig RU pour le marché des obligations. Les termes entre parenthèses désignent les p-value.

Tableau 2.1 : Tests de persistance de la performance (fondée sur différents critères) des fonds de pension actions entre la période mars 1990 – février 1995 (P1) et la période mars 1995 – février 2000 (P2), d'une part et entre la période mars 1995 – février 2000 (P2) et la période mars (2000) – février 2005 (P3), d'autre part.

	P1-P2					P2-P3				
	Chi-Deux	X <sup>2</sup> corrigé	OR	Z	Spearman	Chi-Deux	X <sup>2</sup> corrigé	OR	Z	Spearman
Rentabilité	1,5465 (0,2137)	1,9317 (0,1646)	0,6943 (0,2159)	-0,9333 (0,3519)	-0,1556 (0,0334)	10,8321 (0,0010)	11,8162 (0,0006)	0,3746 (0,0013)	-2,3850 (0,0181)	-0,3842 (0,0000)
Treynor	4,4992 (0,0339)	5,1411 (0,0234)	0,5350 (0,0360)	-1,5554 (0,1216)	-0,1768 (0,0155)	10,8321 (0,0010)	11,8162 (0,0006)	0,3746 (0,0013)	-2,3850 (0,0181)	-0,3036 (0,0000)
Sharpe	2,3596 (0,1245)	2,8304 (0,0925)	0,6368 (0,1270)	-1,1406 (0,2555)	-0,1266 (0,0844)	4,4992 (0,0339)	5,1411 (0,0234)	0,5350 (0,0360)	-1,5554 (0,1216)	-0,3116 (0,0000)
Sortino	2,3596 (0,1245)	2,8304 (0,0925)	0,6368 (0,1270)	-1,1406 (0,2555)	-0,1336 (0,0683)	5,8258 (0,0158)	6,5532 (0,0105)	0,4899 (0,0174)	-1,7628 (0,0796)	-0,3117 (0,0000)
Ratio d'info	0,9045 (0,3416)	1,2041 (0,2725)	0,7568 (0,3432)	-0,7259 (0,4688)	-0,1776 (0,0150)	0,4337 (0,5102)	0,6477 (0,4209)	0,8247 (0,5112)	-0,5185 (0,6048)	-0,1700 (0,0200)
M <sup>2</sup>	2,3596 (0,1245)	2,8304 (0,0925)	0,6368 (0,1270)	-1,1406 (0,2555)	-0,2132 (0,0034)	4,4992 (0,0339)	5,1411 (0,0234)	0,5350 (0,0360)	-1,5554 (0,1216)	-0,3116 (0,0000)
Jensen	2,3596 (0,1245)	2,8304 (0,0925)	0,6368 (0,1270)	-1,1406 (0,2555)	-0,2364 (0,0011)	5,8258 (0,0158)	6,5532 (0,0105)	0,4899 (0,0174)	-1,7628 (0,0796)	-0,1594 (0,0294)
T-M	0,0054 (0,9414)	0,0483 (0,8260)	0,9787 (0,9415)	-0,1037 (0,9175)	-0,0148 (0,8408)	0,0054 (0,9414)	0,0483 (0,8260)	0,9787 (0,9415)	-0,1037 (0,9175)	-0,0936 (0,2026)
H-M	0,4337 (0,5102)	0,6477 (0,4209)	0,8247 (0,5112)	-0,5185 (0,6048)	-0,0061 (0,9341)	5,8258 (0,0158)	6,5532 (0,0105)	0,4899 (0,0174)	-1,7628 (0,0796)	-0,1766 (0,0156)
Weigel	0,0054 (0,9414)	0,0483 (0,8260)	0,9787 (0,9415)	-0,1037 (0,9175)	0,0576 (0,4333)	0,6465 (0,4214)	0,4327 (0,5107)	1,2655 (0,4227)	0,5185 (0,6048)	0,0434 (0,5549)
EGB	0,1340 (0,7143)	0,2624 (0,6084)	0,8984 (0,7148)	-0,3111 (0,7561)	-0,2041 (0,0051)	5,8258 (0,0158)	6,5532 (0,0105)	0,4899 (0,0174)	-1,7628 (0,0796)	-0,2444 (0,0007)
EGDH	1,5465 (0,2137)	1,9317 (0,1646)	0,6943 (0,2159)	-0,9333 (0,3519)	-0,1582 (0,0305)	7,3234 (0,0068)	8,1364 (0,0043)	0,4483 (0,0078)	-1,9702 (0,0503)	-0,3016 (0,0000)
Jensen C beta	3,3439 (0,0675)	3,9002 (0,0483)	0,5838 (0,0699)	-1,3480 (0,1793)	-0,2083 (0,0042)	1,9295 (0,1648)	1,5446 (0,2139)	1,5034 (0,1672)	0,9333 (0,3519)	-0,0432 (0,5573)
Jensen C alpha	10,8321 (0,0010)	11,8162 (0,0006)	0,3746 (0,0013)	-2,3850 (0,0181)	-0,4497 (0,0000)	0,4337 (0,5102)	0,6477 (0,4209)	0,8247 (0,5112)	-0,5185 (0,6048)	0,1022 (0,1641)
T-M C beta	0,9045 (0,3416)	1,2041 (0,2725)	0,7568 (0,3432)	-0,7259 (0,4688)	-0,0396 (0,5906)	0,0054 (0,9414)	0,0483 (0,8260)	0,9787 (0,9415)	-0,1037 (0,9175)	-0,0275 (0,7089)
T-M C alpha	25,4653 (0,0000)	26,9628 (0,0000)	0,2124 (0,0000)	-3,6293 (0,0004)	-0,4871 (0,0000)	0,0054 (0,9414)	0,0483 (0,8260)	0,9787 (0,9415)	-0,1037 (0,9175)	0,0678 (0,3569)
H-M C beta	0,9045 (0,3416)	1,2041 (0,2725)	0,7568 (0,3432)	-0,7259 (0,4688)	-0,0311 (0,6724)	4,4992 (0,0339)	5,1411 (0,0234)	0,5350 (0,0360)	-1,5554 (0,1216)	-0,1598 (0,0289)
H-M C alpha	25,4653 (0,0000)	26,9628 (0,0000)	0,2124 (0,0000)	-3,6293 (0,0004)	-0,5045 (0,0000)	2,3596 (0,1245)	2,8304 (0,0925)	0,6368 (0,1270)	-1,1406 (0,2555)	0,0132 (0,8582)
Weigel C beta	0,4337 (0,5102)	0,6477 (0,4209)	0,8247 (0,5112)	-0,5185 (0,6048)	0,0285 (0,6987)	0,4337 (0,5102)	0,6477 (0,4209)	0,8247 (0,5112)	-0,5185 (0,6048)	-0,0194 (0,7918)
Weigel C alpha	19,9030 (0,0000)	21,2294 (0,0000)	0,2581 (0,0000)	-3,2146 (0,0015)	-0,4470 (0,0000)	0,9045 (0,3416)	1,2041 (0,2725)	0,7568 (0,3432)	-0,7259 (0,4688)	0,0727 (0,3225)
EGB C beta	2,3596 (0,1245)	2,8304 (0,0925)	0,6368 (0,1270)	-1,1406 (0,2555)	-0,2046 (0,0050)	0,9045 (0,3416)	1,2041 (0,2725)	0,7568 (0,3432)	-0,7259 (0,4688)	-0,1369 (0,0618)
EGB C Alpha	0,4337 (0,5102)	0,6477 (0,4209)	0,8247 (0,5112)	-0,5185 (0,6048)	-0,1001 (0,1727)	0,0054 (0,9414)	0,0483 (0,8260)	0,9787 (0,9415)	-0,1037 (0,9175)	0,0342 (0,6418)
EGDH C beta	2,3596 (0,1245)	2,8304 (0,0925)	0,6368 (0,1270)	-1,1406 (0,2555)	-0,1645 (0,0245)	0,1340 (0,7143)	0,2624 (0,6084)	0,8984 (0,7148)	-0,3111 (0,7561)	-0,1226 (0,0946)
EGDH C Alpha	5,8258 (0,0158)	6,5532 (0,0105)	0,4899 (0,0174)	-1,7628 (0,0796)	-0,0542 (0,4615)	2,8277 (0,0926)	2,3572 (0,1247)	1,6395 (0,0952)	1,1406 (0,2555)	-0,0168 (0,8193)



Pour les modèles nécessitant un benchmark, le FT All Share est utilisé pour représenter le marché des actions et le FT Oblig RU pour le marché des obligations. Les termes entre parenthèses désignent les p-value.

Tableau 2.2 : Tests de persistance de la performance (fondée sur différents critères) des unit trust actions entre la période mars 1990 – février 1995 (P1) et la période mars 1995 – février 2000 (P2), d'une part et entre la période mars 1995 – février 2000 (P2) et la période mars (2000) – février 2005 (P3), d'autre part.

	P1-P2					P2-P3				
	Chi-Deux	X <sup>2</sup> corrigé	OR	Z	Spearman	Chi-Deux	X <sup>2</sup> corrigé	OR	Z	Spearman
Rentabilité	2,2734 (0,1316)	2,6517 (0,1034)	0,6944 (0,1339)	-1,5057 (0,1339)	-0,1314 (0,0293)	28,8068 (0,0000)	30,1159 (0,0000)	0,2611 (0,0000)	-5,2677 (0,0000)	-0,3963 (0,0000)
Treynor	1,6042 (0,2053)	1,9243 (0,1654)	0,7363 (0,2074)	-1,2653 (0,2074)	-0,1374 (0,0227)	15,3658 (0,0001)	16,3258 (0,0001)	0,3815 (0,0001)	-3,8822 (0,0001)	-0,2403 (0,0001)
Sharpe	2,2768 (0,1313)	2,6554 (0,1032)	0,6942 (0,1336)	-1,5068 (0,1336)	-0,1059 (0,0795)	17,3150 (0,0000)	18,3333 (0,0000)	0,3586 (0,0001)	-4,1159 (0,0001)	-0,2187 (0,0003)
Sortino	2,6534 (0,1033)	3,0609 (0,0802)	0,6742 (0,1056)	-1,6263 (0,1056)	-0,0992 (0,1005)	15,3658 (0,0001)	16,3258 (0,0001)	0,3815 (0,0001)	-3,8822 (0,0001)	-0,2021 (0,0007)
Ratio d'info	2,2734 (0,1316)	2,6517 (0,1034)	0,6944 (0,1339)	-1,5057 (0,1339)	-0,0115 (0,8500)	31,4542 (0,0000)	32,8216 (0,0000)	0,2446 (0,0000)	-5,4942 (0,0000)	-0,3110 (0,0000)
M <sup>2</sup>	2,2768 (0,1313)	2,6554 (0,1032)	0,6942 (0,1336)	-1,5068 (0,1336)	-0,1059 (0,0795)	17,3150 (0,0000)	18,3333 (0,0000)	0,3586 (0,0001)	-4,1159 (0,0001)	-0,2187 (0,0003)
Alpha de Jensen	1,3144 (0,2516)	1,6055 (0,2051)	0,7581 (0,2535)	-1,1456 (0,2535)	-0,2101 (0,0005)	21,5626 (0,0000)	22,6972 (0,0000)	0,3164 (0,0000)	-4,5801 (0,0000)	-0,3088 (0,0000)
Treynor-Mazuy	3,0590 (0,0803)	3,4955 (0,0615)	0,6548 (0,0825)	-1,7457 (0,0825)	0,0496 (0,4124)	3,9610 (0,0466)	4,4556 (0,0348)	0,6173 (0,0486)	-1,9854 (0,0486)	-0,0023 (0,9702)
HenriksonMerton	11,8164 (0,0006)	12,6601 (0,0004)	0,4311 (0,0008)	-3,4123 (0,0008)	-0,0262 (0,6653)	3,4938 (0,0616)	3,0575 (0,0804)	1,5727 (0,0638)	1,8652 (0,0638)	0,0025 (0,9674)
Weigel	0,8178 (0,3658)	0,6142 (0,4332)	1,2440 (0,3672)	0,9039 (0,3672)	0,0641 (0,2899)	4,9793 (0,0257)	5,5321 (0,0187)	0,5819 (0,0273)	-2,2246 (0,0273)	0,1474 (0,0144)
EGB	6,1140 (0,0134)	6,7250 (0,0095)	0,5483 (2,4634)	-2,4634 (0,0147)	-0,1378 (0,0222)	26,2757 (0,0000)	27,5267 (0,0000)	0,2785 (5,0397)	-5,0397 (0,0000)	-0,3824 (0,0000)
EGDH	1,0514 (0,3052)	1,3133 (0,2518)	0,7806 (0,3068)	-1,0247 (0,3068)	-0,0851 (0,1594)	17,3150 (0,0000)	18,3333 (0,0000)	0,3586 (0,0001)	-4,1159 (0,0001)	-0,3352 (0,0000)
Jensen C beta	0,2939 (0,5878)	0,1777 (0,6734)	1,1398 (0,5885)	0,5420 (0,5885)	-0,1987 (0,0009)	3,9610 (0,0466)	4,4556 (0,0348)	0,6173 (0,0486)	-1,9854 (0,0486)	-0,0835 (0,1673)
Jensen C alpha	11,0058 (0,0009)	11,8206 (0,0006)	0,4443 (0,0012)	-3,2949 (0,0012)	-0,3301 (0,0000)	3,4938 (0,0616)	3,0575 (0,0804)	1,5727 (0,0638)	1,8652 (0,0638)	0,2308 (0,0001)
T-M C beta	1,6042 (0,2053)	1,9243 (0,1654)	0,7363 (0,2074)	-1,2653 (0,2074)	0,0057 (0,9250)	2,2734 (0,1316)	2,6517 (0,1034)	0,6944 (0,1339)	-1,5057 (0,1339)	0,0413 (0,4948)
T-M C alpha	0,2948 (0,5872)	0,4403 (0,5070)	0,8772 (0,5879)	-0,5428 (0,5879)	-0,3447 (0,0000)	3,9610 (0,0466)	4,4556 (0,0348)	0,6173 (0,0486)	-1,9854 (0,0486)	0,2737 (0,0000)
H-M C beta	8,7324 (0,0031)	9,4598 (0,0021)	0,4865 (0,0037)	-2,9391 (0,0037)	-0,0914 (0,1304)	0,4397 (0,5073)	0,2943 (0,5875)	1,1736 (0,5082)	0,6629 (0,5082)	-0,0578 (0,3399)
H-M C alpha	3,0563 (0,0804)	2,6491 (0,1036)	1,5270 (0,0827)	1,7450 (0,0827)	-0,4223 (0,0000)	0,4397 (0,5073)	0,2943 (0,5875)	1,1736 (0,5082)	0,6629 (0,5082)	0,3305 (0,0000)
Weigel C beta	0,0330 (0,8559)	0,0913 (0,7625)	0,9571 (0,8561)	-0,1816 (0,8561)	0,0043 (0,9433)	0,0910 (0,7629)	0,1784 (0,6728)	0,9298 (0,7632)	-0,3017 (0,7632)	0,0912 (0,1313)
Weigel C alpha	21,5776 (0,0000)	22,7128 (0,0000)	0,3162 (0,0000)	-4,5815 (0,0000)	-0,4282 (0,0000)	14,4314 (0,0001)	13,5297 (0,0002)	2,5418 (0,0002)	3,7647 (0,0002)	0,3623 (0,0000)
EGB C beta	3,9610 (0,0466)	4,4556 (0,0348)	0,6173 (1,9854)	-1,9854 (0,0486)	-0,2108 (0,0004)	10,2162 (0,0014)	11,0017 (0,0009)	0,4581 (3,1761)	-3,1761 (0,0018)	-0,2890 (0,0000)
EGB C Alpha	5,5300 (0,0187)	4,9773 (0,0257)	1,7702 (2,3436)	2,3436 (0,0202)	0,2270 (0,0001)	0,0037 (0,9517)	0,0328 (0,8563)	0,9855 (0,0605)	-0,0605 (0,9518)	-0,0365 (0,5465)
EGDH C beta	1,0535 (0,3047)	1,3157 (0,2514)	0,7804 (0,3064)	-1,0258 (0,3064)	-0,1378 (0,0222)	11,8164 (0,0006)	12,6601 (0,0004)	0,4311 (0,0008)	-3,4123 (0,0008)	-0,2493 (0,0000)
EGDH C Alpha	10,9988 (0,0009)	10,2134 (0,0014)	2,2499 (0,0012)	3,2938 (0,0012)	0,2730 (0,0000)	0,2948 (0,5872)	0,4403 (0,5070)	0,8772 (0,5879)	-0,5428 (0,5879)	-0,0499 (0,4096)

Pour les modèles nécessitant un benchmark, le FT All Share est utilisé pour représenter le marché des actions et le FT Oblig RU pour le marché des obligations. Les termes entre parenthèses désignent les p-value.

Tableau 3 : Tests de persistance de la performance (fondée sur différents critères) des fonds obligations entre la période mars 1990 – août 1997 (P1) et la période septembre 1997 – février 2005 (P2).

	Fonds de pension					Unit trusts				
	Chi-Deux	X <sup>2</sup> corrigé	OR	Z	Spearman	Chi-Deux	X <sup>2</sup> corrigé	OR	Z	Spearman
Rentabilité	3,1320 (0,0768)	3,7002 (0,0544)	0,5781 (0,0795)	-1,3093 (0,1923)	-0,0205 (0,7918)	0,0344 (0,8528)	0,2972 (0,5856)	0,8750 (0,8542)	-0,2582 (0,7982)	0,2808 (0,1259)
Treynor	0,2905 (0,5899)	0,4800 (0,4884)	0,8471 (0,5908)	-0,4364 (0,6631)	0,0320 (0,6792)	0,0447 (0,8325)	0,0233 (0,8786)	1,1667 (0,8342)	0,2774 (0,7836)	0,2750 (0,1343)
Sharpe	7,2515 (0,0071)	8,1038 (0,0044)	0,4314 (0,0083)	-1,9640 (0,0512)	-0,1876 (0,0146)	0,0344 (0,8528)	0,2972 (0,5856)	0,8750 (0,8542)	-0,2582 (0,7982)	0,2082 (0,2610)
Sortino	9,0034 (0,0027)	9,9503 (0,0016)	0,3905 (0,0034)	-2,1822 (0,0305)	-0,1839 (0,0167)	0,0344 (0,8528)	0,2972 (0,5856)	0,8750 (0,8542)	-0,2582 (0,7982)	0,2016 (0,2769)
Ratio d'info	5,6890 (0,0171)	6,4465 (0,0111)	0,4760 (0,0189)	-1,7457 (0,0827)	-0,0560 (0,4699)	11,6298 (0,0006)	9,3066 (0,0023)	17,3333 (0,0041)	2,3238 (0,0279)	0,7554 (0,0000)
M <sup>2</sup>	7,2515 (0,0071)	8,1038 (0,0044)	0,4314 (0,0083)	-1,9640 (0,0512)	-0,1876 (0,0146)	0,0344 (0,8528)	0,2972 (0,5856)	0,8750 (0,8542)	-0,2582 (0,7982)	0,2082 (0,2610)
Alpha de Jensen	9,0034 (0,0027)	9,9503 (0,0016)	0,3905 (0,0034)	-2,1822 (0,0305)	-0,1344 (0,0814)	9,3136 (0,0023)	7,2400 (0,0071)	11,9167 (0,0081)	2,1381 (0,0417)	0,5930 (0,0004)
Treynor-Mazuy	1,3325 (0,2484)	1,7114 (0,1908)	0,7004 (0,2507)	-0,8729 (0,3840)	0,0402 (0,6041)	1,5694 (0,2103)	0,7977 (0,3718)	2,5000 (0,2250)	0,7746 (0,4453)	0,3504 (0,0533)
HenriksonMerton	0,4787 (0,4890)	0,2895 (0,5906)	1,2375 (0,4902)	0,4364 (0,6631)	0,1043 (0,1771)	3,8885 (0,0486)	2,5996 (0,1069)	4,4000 (0,0645)	1,2910 (0,2077)	0,5114 (0,0033)
Weigel	3,1320 (0,0768)	3,7002 (0,0544)	0,5781 (0,0795)	-1,3093 (0,1923)	-0,0198 (0,7984)	5,4272 (0,0198)	3,8751 (0,0490)	6,0000 (0,0327)	1,6036 (0,1204)	0,5546 (0,0012)
Jensen C beta	6,4419 (0,0111)	5,6846 (0,0171)	2,2059 (0,0126)	1,7457 (0,0827)	0,3683 (0,0000)	3,8885 (0,0486)	2,5996 (0,1069)	4,4000 (0,0645)	1,2910 (0,2077)	0,5437 (0,0016)
Jensen C alpha	17,9045 (0,0000)	19,2302 (0,0000)	0,2589 (0,0001)	-3,0551 (0,0026)	-0,2974 (0,0001)	3,8885 (0,0486)	2,5996 (0,1069)	4,4000 (0,0645)	1,2910 (0,2077)	0,5014 (0,0041)
T-M C beta	5,6890 (0,0171)	6,4465 (0,0111)	0,4760 (0,0189)	-1,7457 (0,0827)	-0,1197 (0,1212)	7,2419 (0,0071)	5,4359 (0,0197)	8,2500 (0,0160)	1,8074 (0,0819)	0,5157 (0,0030)
T-M C alpha	17,9045 (0,0000)	19,2302 (0,0000)	0,2589 (0,0001)	-3,0551 (0,0026)	-0,3218 (0,0000)	3,8885 (0,0486)	2,5996 (0,1069)	4,4000 (0,0645)	1,2910 (0,2077)	0,4784 (0,0065)
H-M C beta	23,4913 (0,0000)	25,0063 (0,0000)	0,2087 (0,0000)	-3,4915 (0,0006)	-0,2945 (0,0001)	3,8885 (0,0486)	2,5996 (0,1069)	4,4000 (0,0645)	1,2910 (0,2077)	0,4648 (0,0084)
H-M C alpha	15,3952 (0,0001)	16,6262 (0,0000)	0,2876 (0,0002)	-2,8368 (0,0051)	-0,3618 (0,0000)	3,8885 (0,0486)	2,5996 (0,1069)	4,4000 (0,0645)	1,2910 (0,2077)	0,6131 (0,0002)
Weigel C beta	6,4419 (0,0111)	5,6846 (0,0171)	2,2059 (0,0126)	1,7457 (0,0827)	-0,2346 (0,0021)	11,6298 (0,0006)	9,3066 (0,0023)	17,3333 (0,0041)	2,3238 (0,0279)	0,6198 (0,0002)
Weigel C alpha	17,9045 (0,0000)	19,2302 (0,0000)	0,2589 (0,0001)	-3,0551 (0,0026)	-0,3488 (0,0000)	3,8885 (0,0486)	2,5996 (0,1069)	4,4000 (0,0645)	1,2910 (0,2077)	0,5048 (0,0038)

Pour les modèles nécessitant un benchmark, le FT All Share est utilisé pour représenter le marché des actions et le FT Oblig RU pour le marché des obligations. Les termes entre parenthèses désignent les p-value.

Tableau 4.1 : Tests de persistance de la performance (fondée sur différents critères) des fond de pension obligataires entre la période mars 1990 – février 1995 (P1) et la période mars 1995 – février 2000 (P2), d'une part et entre la période mars 1995 – février 2000 (P2) et la période mars (2000) – février 2005 (P3), d'autre part.

	P1-P2					P2-P3				
	Chi-Deux	X <sup>2</sup> corrigé	OR	Z	Spearman	Chi-Deux	X <sup>2</sup> corrigé	OR	Z	Spearman
Rentabilité	3,6967 (0,0545)	3,1288 (0,0769)	1,8148 (0,0571)	1,3093 (0,1923)	0,2765 (0,0003)	8,0986 (0,0044)	7,2466 (0,0071)	2,4353 (0,0054)	1,9640 (0,0512)	0,2343 (0,0022)
Treynor	22,0150 (0,0000)	20,5949 (0,0000)	4,5350 (0,0000)	3,2733 (0,0013)	0,4313 (0,0000)	9,9446 (0,0016)	8,9979 (0,0027)	2,6914 (0,0021)	2,1822 (0,0305)	0,3967 (0,0000)
Sharpe	0,4787 (0,4890)	0,2895 (0,5906)	1,2375 (0,4902)	0,4364 (0,6631)	0,1297 (0,0929)	16,6188 (0,0000)	15,3880 (0,0001)	3,6623 (0,0001)	2,8368 (0,0051)	0,3882 (0,0000)
Sortino	0,9992 (0,3175)	0,7153 (0,3977)	1,3609 (0,3195)	0,6547 (0,5136)	0,1977 (0,0100)	16,6188 (0,0000)	15,3880 (0,0001)	3,6623 (0,0001)	2,8368 (0,0051)	0,3810 (0,0000)
Ratio d'info	0,9992 (0,3175)	0,7153 (0,3977)	1,3609 (0,3195)	0,6547 (0,5136)	0,0557 (0,4722)	4,9746 (0,0257)	4,3120 (0,0378)	2,0000 (0,0278)	1,5275 (0,1285)	0,2895 (0,0001)
M <sup>2</sup>	0,4787 (0,4890)	0,2895 (0,5906)	1,2375 (0,4902)	0,4364 (0,6631)	0,1297 (0,0929)	16,6188 (0,0000)	15,3880 (0,0001)	3,6623 (0,0001)	2,8368 (0,0051)	0,3882 (0,0000)
Alpha de Jensen	4,3158 (0,0044)	4,9787 (0,0071)	0,5248 (0,0054)	-1,5275 (0,0512)	-0,1219 (0,1143)	0,9992 (0,3175)	0,7153 (0,3977)	1,3609 (0,3195)	0,6547 (0,5136)	0,0256 (0,7408)
Treynor-Mazuy	7,2515 (0,5899)	8,1038 (0,4884)	0,4314 (0,5908)	-1,9640 (0,6631)	-0,2723 (0,0003)	0,2905 (0,3972)	0,4800 (0,3171)	0,8471 (0,3988)	-0,4364 (0,5136)	-0,0125 (0,8717)
HenriksonMerton	2,1376 (0,0071)	2,6111 (0,0044)	0,6365 (0,0083)	-1,0911 (0,0512)	-0,2002 (0,0091)	0,4787 (0,0003)	0,2895 (0,0002)	1,2375 (0,0005)	0,4364 (0,0097)	0,0901 (0,2440)
Weigel	4,9746 (0,0378)	4,3120 (0,0257)	2,0000 (0,0402)	1,5275 (0,1285)	0,2470 (0,0012)	7,2515 (0,3175)	8,1038 (0,3977)	0,4314 (0,3195)	-1,9640 (0,5136)	-0,1065 (0,1680)
Jensen C beta	1,3325 (0,2484)	1,7114 (0,1908)	0,7004 (0,2507)	-0,8729 (0,3840)	-0,1108 (0,1516)	3,6967 (0,0545)	3,1288 (0,0769)	1,8148 (0,0571)	1,3093 (0,1923)	0,1087 (0,1595)
Jensen C alpha	8,0986 (0,0071)	7,2466 (0,0044)	2,4353 (0,0083)	1,9640 (0,0512)	0,1012 (0,1905)	0,9992 (0,5899)	0,7153 (0,4884)	1,3609 (0,5908)	0,6547 (0,6631)	0,1536 (0,0462)
T-M C beta	1,3325 (0,2484)	1,7114 (0,1908)	0,7004 (0,2507)	-0,8729 (0,3840)	-0,2111 (0,0059)	1,7090 (0,1911)	1,3304 (0,2487)	1,4972 (0,1937)	0,8729 (0,3840)	0,1393 (0,0710)
T-M C alpha	0,2905 (0,1437)	0,4800 (0,1061)	0,8471 (0,1465)	-0,4364 (0,2768)	-0,0967 (0,2110)	0,7168 (0,4890)	1,0010 (0,5906)	0,7704 (0,4902)	-0,6547 (0,6631)	-0,0304 (0,6944)
H-M C beta	3,6967 (0,0545)	3,1288 (0,0769)	1,8148 (0,0571)	1,3093 (0,1923)	-0,0340 (0,6612)	0,4787 (0,4890)	0,2895 (0,5906)	1,2375 (0,4902)	0,4364 (0,6631)	0,0469 (0,5449)
H-M C alpha	7,2515 (0,0257)	8,1038 (0,0378)	0,4314 (0,0278)	-1,9640 (0,1285)	-0,2941 (0,0001)	13,0752 (0,0071)	14,2115 (0,0044)	0,3189 (0,0083)	-2,6186 (0,0512)	-0,2381 (0,0018)
Weigel C beta	35,0799 (0,0000)	33,2811 (0,0000)	7,1493 (0,0000)	4,1461 (0,0001)	0,4449 (0,0000)	17,9045 (0,0000)	19,2302 (0,0000)	0,2589 (0,0001)	-3,0551 (0,0026)	-0,3089 (0,0000)
Weigel C alpha	0,0535 (0,8171)	0,1483 (0,7002)	0,9313 (0,8174)	-0,2182 (0,8275)	0,0012 (0,9873)	20,6032 (0,0000)	22,0236 (0,0000)	0,2327 (0,0000)	-3,2733 (0,0013)	-0,4243 (0,0000)

Pour les modèles nécessitant un benchmark, le FT All Share est utilisé pour représenter le marché des actions et le FT Oblig RU pour le marché des obligations. Les termes entre parenthèses désignent les p-value.

Tableau 4.2 : Tests de persistance de la performance (fondée sur différents critères) des unit trusts obligations entre la période mars 1990 – février 1995 (P1) et la période mars 1995 – février 2000 (P2), d'une part et entre la période mars 1995 – février 2000 (P2) et la période mars (2000) – février 2005 (P3), d'autre part.

	P1-P2					P2-P3				
	Chi-Deux	X <sup>2</sup> corrigé	OR	Z	Spearman	Chi-Deux	X <sup>2</sup> corrigé	OR	Z	Spearman
Rentabilité	0,8186 (0,3656)	1,5986 (0,2061)	0,5185 (0,3757)	-0,7746 (0,4453)	-0,0024 (0,9897)	3,8885 (0,0486)	2,5996 (0,1069)	4,4000 (0,0645)	1,2910 (0,2077)	0,5687 (0,0008)
Treynor	0,8186 (0,3656)	1,5986 (0,2061)	0,5185 (0,3757)	-0,7746 (0,4453)	-0,0592 (0,7519)	0,2847 (0,5936)	0,0303 (0,8619)	1,4694 (0,5986)	0,2582 (0,7982)	0,2320 (0,2092)
Sharpe	0,8186 (0,3656)	1,5986 (0,2061)	0,5185 (0,3757)	-0,7746 (0,4453)	-0,0705 (0,7065)	1,5694 (0,2103)	0,7977 (0,3718)	2,5000 (0,2250)	0,7746 (0,4453)	0,5273 (0,0023)
Sortino	0,8186 (0,3656)	1,5986 (0,2061)	0,5185 (0,3757)	-0,7746 (0,4453)	-0,0527 (0,7783)	3,8885 (0,0486)	2,5996 (0,1069)	4,4000 (0,0645)	1,2910 (0,2077)	0,6082 (0,0003)
Ratio d'info	3,8885 (0,0486)	2,5996 (0,1069)	4,4000 (0,0645)	1,2910 (0,2077)	0,6291 (0,0002)	1,5694 (0,2103)	0,7977 (0,3718)	2,5000 (0,2250)	0,7746 (0,4453)	0,6835 (0,0000)
M <sup>2</sup>	0,8186 (0,3656)	1,5986 (0,2061)	0,5185 (0,3757)	-0,7746 (0,4453)	-0,0705 (0,7065)	1,5694 (0,2103)	0,7977 (0,3718)	2,5000 (0,2250)	0,7746 (0,4453)	0,5273 (0,0023)
Alpha de Jensen	0,8186 (0,3656)	1,5986 (0,2061)	0,5185 (0,3757)	-0,7746 (0,4453)	-0,1391 (0,4555)	3,8885 (0,0486)	2,5996 (0,1069)	4,4000 (0,0645)	1,2910 (0,2077)	0,6940 (0,0000)
Treynor-Mazuy	0,7837 (0,3760)	0,2748 (0,6002)	1,9048 (0,3859)	0,5345 (0,5974)	0,2834 (0,1223)	7,2419 (0,0071)	5,4359 (0,0197)	8,2500 (0,0160)	1,8074 (0,0819)	0,5870 (0,0005)
HenriksonMerton	0,2847 (0,5936)	0,7977 (0,3718)	0,6806 (0,5986)	-0,2582 (0,7982)	0,0810 (0,6651)	0,7837 (0,3760)	0,2748 (0,6002)	1,9048 (0,3859)	0,5345 (0,5974)	0,4521 (0,0107)
Weigel	3,8885 (0,0486)	2,5996 (0,1069)	4,4000 (0,0645)	1,2910 (0,2077)	0,4754 (0,0069)	7,2419 (0,0071)	5,4359 (0,0197)	8,2500 (0,0160)	1,8074 (0,0819)	0,5122 (0,0032)
Jensen C beta	0,0344 (0,8528)	0,2972 (0,5856)	0,8750 (0,8542)	-0,2582 (0,7982)	-0,0309 (0,8690)	3,8885 (0,0486)	2,5996 (0,1069)	4,4000 (0,0645)	1,2910 (0,2077)	0,6050 (0,0003)
Jensen C alpha	0,2847 (0,5936)	0,0303 (0,8619)	1,4694 (0,5986)	0,2582 (0,7982)	0,1419 (0,4463)	0,2847 (0,5936)	0,0303 (0,8619)	1,4694 (0,5986)	0,2582 (0,7982)	0,2080 (0,2615)
T-M C beta	0,0344 (0,8528)	0,2972 (0,5856)	0,8750 (0,8542)	-0,2582 (0,7982)	0,2376 (0,1981)	1,5694 (0,2103)	0,7977 (0,3718)	2,5000 (0,2250)	0,7746 (0,4453)	0,6119 (0,0003)
T-M C alpha	0,8186 (0,3656)	1,5986 (0,2061)	0,5185 (0,3757)	-0,7746 (0,4453)	-0,2200 (0,2343)	1,5694 (0,2103)	0,7977 (0,3718)	2,5000 (0,2250)	0,7746 (0,4453)	0,3197 (0,0795)
H-M C beta	0,0344 (0,8528)	0,2972 (0,5856)	0,8750 (0,8542)	-0,2582 (0,7982)	0,0232 (0,9013)	0,2847 (0,5936)	0,0303 (0,8619)	1,4694 (0,5986)	0,2582 (0,7982)	0,4376 (0,0138)
H-M C alpha	9,7642 (0,0018)	12,1727 (0,0005)	0,0699 (0,0082)	-2,8402 (0,0085)	-0,5659 (0,0009)	0,2672 (0,6052)	0,0233 (0,8786)	1,4583 (0,6100)	0,2774 (0,7836)	0,2727 (0,1377)
Weigel C beta	1,5694 (0,2103)	0,7977 (0,3718)	2,5000 (0,2250)	0,7746 (0,4453)	0,4784 (0,0065)	1,5694 (0,2103)	0,7977 (0,3718)	2,5000 (0,2250)	0,7746 (0,4453)	0,3728 (0,0389)
Weigel C alpha	2,6372 (0,1044)	3,9343 (0,0473)	0,3000 (0,1214)	-1,2910 (0,2077)	-0,1682 (0,3658)	0,2847 (0,5936)	0,0303 (0,8619)	1,4694 (0,5986)	0,2582 (0,7982)	0,1079 (0,5633)

Pour les modèles nécessitant un benchmark, le FT All Share est utilisé pour représenter le marché des actions et le FT Oblig RU pour le marché des obligations. Les termes entre parenthèses désignent les p-value.