

La persistance de la performance des fonds de pension individuels britanniques : une étude empirique sur des fonds investis en actions et des fonds obligataires

Fabrice HERVE*

Université d'Orléans

Classification JEL : G12, G14, G23

Correspondance :

LOG (Laboratoire Orléanais de Gestion)
Faculté de Droit, d'Économie et de Gestion
Rue de Blois, BP 6739, 45067 Orléans Cedex 2
Tel. : +33 (0)2 38 49 47 32 ; Fax : +33 (0)2 38 49 48 16
E-mail : fabrice.herve@univ-orleans.fr

Résumé : Cet article propose d'étudier la stabilité des performances de certains fonds de retraite anglais. Nos résultats montrent que les fonds investis en actions sont caractérisés par une réversion de leurs performances alors que les fonds obligataires connaissent une certaine pérennité dans leurs performances. Cependant, les deux types de fonds voient les performances des fonds les meilleurs persister. Les performances passées des fonds les meilleurs fournissent donc une information sur leurs performances futures.

Mots clés : fonds de pension – performance – persistance – fonds de pension à cotisations définies.

Abstract : This paper proposes to explore the consistency of performance of some UK defined contributions pension funds : the Personal Pension Scheme. Our results show evidence of performance reversion for domestic equity funds and performance persistence for fixed-income funds. Nonetheless, the best pension funds in both categories are characterized by consistency of their performance. Past performance of the best funds provides information about their future performance.

Key words : pension funds – performance – persistence – defined contribution pension funds.

* Je remercie vivement D. Le Berche et Z. Omar (Standard & Poor's Fund Services) pour m'avoir fourni gracieusement les données et les informations relatives à la base de données UK Pensions. Par ailleurs, mes remerciements s'adressent aussi aux deux rapporteurs de la revue *Finance Contrôle Stratégie* ainsi qu'à G. Gallais-Hamonno sans qui je n'aurais pu obtenir ces données, G. Colletaz, P. Grandin, G. Charreaux, C. Mellios et A. Lavigne pour leurs conseils et suggestions. Toutes erreurs ou omissions me sont pleinement imputables.

Dans un système de retraite par capitalisation, la performance réalisée par les investissements des cotisations d'un fonds de retraite peut substantiellement affecter le niveau des pensions de retraite. La persistance de la performance des fonds de pension constitue une question essentielle dans un processus d'épargne à long terme, puisque l'existence d'un tel phénomène aiderait les investisseurs à choisir un fonds. Ils pourraient, à l'aide de critères simples (mesures de performances passées), sélectionner avec une forte probabilité un fonds qui surperformera le fonds moyen et éventuellement le marché.

L'existence d'une certaine stabilité des performances expliquerait pourquoi les individus continuent à investir dans des fonds pratiquant une gestion active. Il est plus intéressant d'investir dans un fonds actif que dans un fonds indiciel si la gestion active assure une certaine stabilité des performances et, partant, isole les performances du fonds des évolutions conjoncturelles du marché. L'existence de la persistance de la performance soulève aussi des interrogations sur l'efficacité des marchés. En effet, l'efficacité supposant l'intégration de toute nouvelle information dans les prix, un gérant ne saurait battre le marché que transitoirement. Enfin, la persistance de la performance des fonds de pension a été activement analysée, mais le nombre d'études reste limité. Les résultats témoignent de l'existence d'une certaine persistance de la performance des fonds investis en actions (Lakonishok et al. 1992, Christopherson et al. 1998 pour les États-Unis et Blake et al. 2001, Brown et al. 1997, pour le Royaume-Uni).

Les allocations d'actifs, au niveau agrégé, des fonds de retraite britanniques se sont profondément modifiées durant les trente dernières années. En 1970, les actions anglaises représentaient 49 % du portefeuille agrégé des fonds de pension, les obligations anglaises 31 % et les titres étrangers 2 % (Davis et Steil 2001). En 1995, ces proportions étaient respectivement de 53 %, 12 % et 19 %. Ces quelques chiffres montrent bien la place accordée aux actions et obligations anglaises par les fonds de retraite britanniques. Dans le présent article, nous étudions donc la persistance de la performance de deux catégories de fonds de pension individuels à cotisations définies (*Personal Pension Scheme* – PPS¹) britanniques sur la période novembre 1990 – novembre 2000 :

¹ Dans ce qui suit, nous utiliserons cette signalétique pour nommer les *Personal Pension Schemes*.

les fonds investis en actions anglaises et ceux se concentrant sur les obligations anglaises.

À cette fin, nous utilisons des tests paramétriques de l'existence de la persistance, plusieurs mesures de performance (rentabilité, ratio de Sharpe, ratio de Sortino, mesures de Jensen non conditionnelles et conditionnelles) et différents indices de référence. Les tests paramétriques reposent, d'une part, sur l'utilisation de données en coupes, d'autre part, sur l'emploi de séries temporelles. Ces choix méthodologiques permettent d'éprouver la robustesse de l'analyse. Nos résultats contrastent avec ceux généralement observés dans la littérature. En effet, les PPS investis en actions connaissent un phénomène de réversion de leurs performances et les fonds obligataires sont caractérisés par une certaine stabilité de leurs performances. Ces résultats diffèrent de ceux de Blake et *al.* (2001) ou de Elton et *al.* (1993). En outre, pour les deux types de fonds de retraite individuels, les fonds les meilleurs voient leur performance persister. Enfin, la régularité empirique de stabilité des performances des fonds les moins bons ne prévaut ici que pour les fonds obligataires, puisque les fonds – investis en actions – les moins bons présentent une réversion de leurs performances.

L'organisation de l'article est la suivante. Dans une première section, nous expliquons brièvement le fonctionnement du système de retraite britannique afin de mieux situer la place accordée à ces fonds. Au cours d'une deuxième section, nous exposons les mesures de performance utilisées et nous décrivons les différents types de tests de persistance considérés. Dans une troisième section, nous présentons les deux échantillons de PPS étudiés, les retraitements effectués et les différents indices de marché. Enfin, dans une dernière section, nous abordons les résultats des tests pour les deux catégories de PPS.

1. Place des PPS dans le système de retraite au Royaume-Uni

Le système de retraite britannique est – contrairement à la France où la retraite et sa gestion sont confiées au secteur public – caractérisé par la présence d'acteurs de la sphère publique (premier et deuxième piliers – répartition ou *unfunded pension schemes*) et de la sphère privée (deuxième et troisième piliers – capitalisation ou *funded pension schemes*). Ce système de retraite relève des principes de répartition et

de capitalisation. Le principe de répartition existant au Royaume-Uni est mixte (*mixed social security system*) : il combine un système de couverture universelle et un système d'assurance. Davis (1995) signale qu'il existe deux types polaires de système par répartition : le système de couverture universelle (*universal basic system*) dans lequel les pensionnés perçoivent une pension fixe (*flat rate pension*) et le système d'assurance (*insurance based system*) où les retraités se voient verser une pension calculée en fonction de leur salaire passé (*earnings related pension*).

Ce système de retraite se compose de trois *tiers*. Le premier est la *Basic State Pension* (BSP, retraite de base). Le deuxième s'appelle le *State Earnings-Related Pension Scheme* (SERPS, retraite complémentaire) et le troisième est constitué par les *Additional Voluntary Contribution* (AVC, retraite surcomplémentaire). Ce dispositif de retraite fait intervenir conjointement trois acteurs : l'État, les employeurs et les institutions financières du secteur privé. Nous détaillons à présent les trois *tiers*.

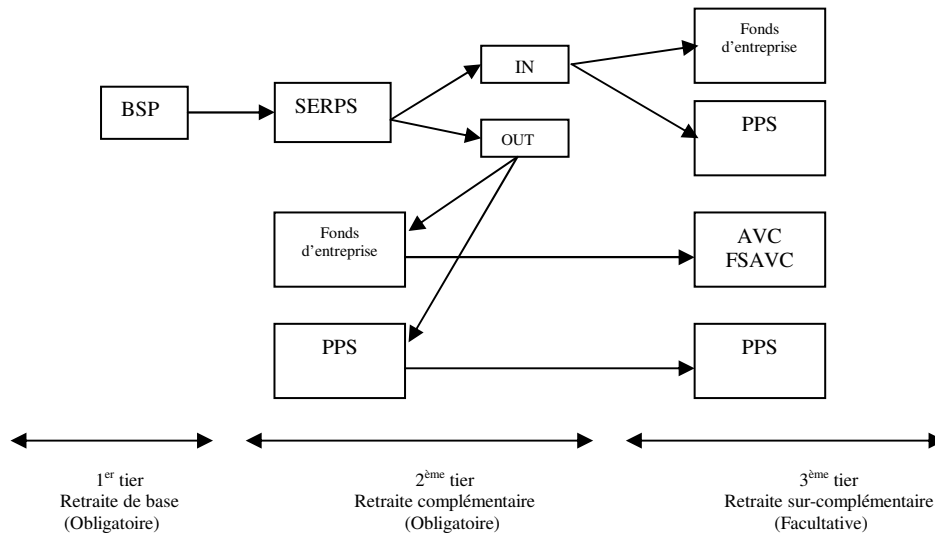
Le premier *tier* fonctionne selon le principe de répartition et assure une pension de base à tout salarié. Cette pension est fixe (*flat-rate pension*). L'adhésion à la BSP est obligatoire pour tout travailleur salarié ou exerçant une profession libérale (*self-employed workers*). Le deuxième *tier* procède aussi d'une logique de retraite par répartition. L'adhésion est obligatoire pour les travailleurs salariés sauf si le travailleur décide de sortir de ce système pour rejoindre un autre système de nature privée (ceci est appelé *contracting out*). Ainsi, le régime de retraite britannique confronte les salariés à l'alternative suivante : choisir entre le secteur public (SERPS) ou le secteur privé. La possibilité de choisir entre les deux secteurs manifeste la volonté de l'État de faire supporter le risque retraite à un agent autre que lui-même (employé ou employeur selon le type de fonds privés envisagés). Le SERPS verse une pension fonction des revenus salariaux moyens de l'individu durant sa carrière : originellement, la retraite issue de ce *tier* était de 25 % du salaire moyen sur les 20 meilleures années. En 1986, le *Social Security Act* est venu modifier ce taux à 20 % du salaire moyen sur l'ensemble de la carrière. Si l'employé décide de confier sa retraite complémentaire au secteur privé, il peut alors choisir entre des fonds de pension d'entreprise à cotisations ou à prestations définies (*occupational pension funds*) ou les fonds de pension individuels (PPS). Le salarié peut aussi choisir de planifier sa retraite en investissant dans des

PPS. Ces fonds feront l'objet de l'étude empirique *infra*. Les PPS sont des fonds de pension à cotisations définies généralement proposés par des sociétés d'assurance-vie ou d'autres institutions financières autorisées (banques...). Notre échantillon est constitué majoritairement de fonds gérés par des compagnies d'assurance-vie. Enfin, il est possible de cotiser à un régime de retraite surcomplémentaire (troisième tier : *Additional Voluntary Contribution (AVC)*). Ceci ne concerne que les personnes adhérant à un fonds d'entreprise. Ces cotisations de retraite surcomplémentaires peuvent être investies dans un fonds de pension d'entreprise ou dans un PPS.

Dans le cas de personnes affiliées à un PPS, il est possible de cotiser au-delà de la limite du SERPS, mais cela n'est pas appelé AVC et reste nommé PPS (et représente évidemment une retraite surcomplémentaire).

Il est possible de visualiser les différentes alternatives s'offrant à un travailleur anglais pour constituer sa retraite. La figure 1 présente celles-ci.

Figure 1 – Les alternatives offertes aux travailleurs britanniques en matière de constitution de leur retraite



Les PPS ont été lancés en avril 1988 et ont été largement choisis par les individus pour le financement de leur retraite. Dès leur lancement, ils ont connu un accroissement très important du nombre de souscripteurs. L'*Office of Fair Trading* (1997) note d'ailleurs cet engouement pour ces nouveaux types de contrats retraite : « le démarrage des APPS a été beaucoup plus rapide que ce qui était attendu ». Whitehouse (1998) signale que le nombre de PPS souscrits a été dix fois plus nombreux que celui anticipé par le gouvernement.

Actuellement, les PPS ne contribuent que marginalement à la retraite des individus. Cependant, pour les personnes encore actives aujourd'hui, il est possible que ces fonds représentent une fraction non négligeable de leur retraite. Whitehouse (1998) signale ainsi que le modèle PENSIM du gouvernement britannique (modèle de prévision des distributions futures des revenus des retraités) estime le taux de croissance de la pension moyenne d'un individu seul sera de 1,8 % par an entre 1994 et 2025, dont 0,8 % par an pour la part de la pension versée par l'État, 2 % pour celle provenant des fonds d'entreprise et 14 % pour les PPS. En 2025, les PPS devraient représenter 11 % de la retraite d'un individu, le SERPS 16 % et les fonds d'entreprise 18 %. L'étude de la stabilité des performances des PPS est donc d'un intérêt particulier puisque ces fonds vont, dans l'avenir, largement contribuer à la retraite des citoyens britanniques.

2. Les mesures de performance et les tests de persistance utilisés

Nous exposons dans un premier temps les mesures de performance conditionnelles (alpha de Jensen conditionnel). Pour une présentation claire et détaillée des mesures de performances plus classiques, nous invitons le lecteur à se reporter à Gallais-Hamonno et Grandin (1999). Nous aborderons ensuite les tests paramétriques de la persistance.

2.1. Les mesures de performance conditionnelles

D'après Ferson et Schadt (1996), les différentes mesures de performance non conditionnelles ne sont pas viables si les rentabilités espérées et les risques ne sont pas stables (constants) dans le temps. En effet, dans ce cas, les variations des risques et des primes de risque se-

raient susceptibles d'être confondues avec la performance moyenne. Ainsi, si la prime de risque ($R_{M,t} - R_{f,t}$) varie et que la mesure de performance n'effectue pas de contrôle relatif à cette évolution, alors cette variation sera reflétée dans l'estimation de la performance anormale (alpha) et le *manager* sera vu comme sur ou sous-performant selon le sens de cette variation. En conséquence, ces deux auteurs recommandent l'utilisation de mesures conditionnelles. De telles mesures conduisent à l'idée qu'un portefeuille pouvant être répliqué, en utilisant toute l'information publiquement disponible, ne devrait pas être jugé comme délivrant une performance supérieure (ce qui pourrait être le cas avec des mesures non conditionnelles).

Les mesures conditionnelles sont désormais assez répandues et largement utilisées dans la littérature. En fait, à l'origine de ces mesures se trouve la confrontation de deux domaines de recherche en finance : le domaine des mesures de performance et le domaine de la prédictibilité des rentabilités des actifs financiers.

Ce type d'évaluation de la performance repose sur l'hypothèse d'efficacité semi-forte des marchés (cf. Fama 1970) relativement à l'information publique disponible (taux de dividende, taux d'intérêt à court et long terme...). Ferson et Schadt ont proposé une mesure conditionnelle de l'alpha de Jensen. Leurs travaux reposent sur plusieurs hypothèses. En premier lieu, le modèle d'évaluation des prix des actifs est le MEDAF, mais des modèles multi-facteurs conviennent aussi (modèles à trois facteurs de Fama et French 1993 ou à quatre facteurs de Gruber 1996, par exemple). De plus, les marchés sont efficaces au sens semi-fort. Enfin, les bêtas dépendent linéairement de l'information publiquement disponible. Cette spécification linéaire se justifie par plusieurs raisons. En premier lieu, les résultats des régressions sont facilement interprétables. En deuxième lieu, Christopherson et *al.* (1998) avancent qu'une telle spécification pourrait être motivée par des modèles théoriques traitant du comportement des *managers* (cf. Admati et *al.* 1986). En troisième lieu, les études antérieures dans la littérature employaient aussi une forme linéaire (Ferson 1985, Shanken 1990...). Enfin, en quatrième lieu, Ferson et Khang (2000) considèrent l'introduction de formes non linéaires et ne trouvent pas d'éléments en faveur d'une spécification quadratique.

L'expression de la régression permettant de déterminer l'alpha de Jensen conditionnel (mesure de type *time varying beta*) est :

$$R_{p,t+1} - R_{f,t+1} = \alpha_p + \beta_{op}(R_{M,t+1} - R_{f,t+1}) + B_p(z_t(R_{M,t+1} - R_{f,t+1})) + \varepsilon_{p,t+1} \quad (1),$$

avec α_p l'alpha de Jensen conditionnel, $R_{p,t}$ la rentabilité du portefeuille p en t, $R_{M,t}$ celle du portefeuille de marché en t, $R_{f,t}$ le taux sans risque $\beta_p(Z_t) = \beta_{op} + B_p z_t$, $z_t = Z_t - E(Z_t)$. β_{op} peut être vu comme un bêta moyen, i.e. la moyenne non conditionnelle des bêtas conditionnels. Z_t représente un vecteur d'instruments retardés exprimant l'information disponible en t (i.e. avant que le *manager* ne fasse ses choix de portefeuille pour t + 1). z_t est un vecteur constitué par les écarts des Z_t à leur moyenne non conditionnelle². Les éléments du vecteur B_p peuvent être interprétés comme des coefficients de réponse des bêtas conditionnels aux variables d'information de Z_t . Z_t et B_p sont de même dimension. Ferson et Schadt démontrent que l'estimation de (1) par les moindres carrés ordinaires est équivalente à une estimation par la méthode des moments généralisés de Hansen (1982). En conséquence, durant les travaux empiriques qui suivront, nous emploierons la méthode des moindres carrés ordinaires.

Il est possible d'interpréter l'équation (1) comme un modèle multi-facteurs dans lequel le premier facteur est un indice de marché et les autres facteurs sont constitués par les produits du facteur de marché avec des variables d'informations retardées. Ces facteurs additionnels représentent les rentabilités associées à des stratégies dynamiques consistant à acheter z_t unités de l'indice de marché financées par l'emprunt ou la vente de z_t unités de l'actif sans risque. Alors, α_p est la différence moyenne entre la rentabilité du portefeuille géré par un *manager* et la stratégie dynamique. Si l'alpha est positif, alors le gérant possède des capacités supérieures lui permettant de battre la stratégie dynamique moyenne.

Cette méthode conditionnelle est aussi valable pour des modèles multi-facteurs. Ainsi, il est possible de définir des modèles de Treynor et Mazuy ou d'Henriksson et Merton conditionnels (cf. Ferson et Schadt 1996). Mais la mesure d'Henriksson et Merton conditionnelle,

² Ferson et Schadt (1996) précisent qu'ils soustraient leurs moyennes aux variables d'information pour des raisons de simplification de l'exposition de leur propos (note 4 p. 430). Cependant, cette opération connaît des justifications autres : Ferson et al. (1999) ont montré que la « démoyennisation » (*demeaned variables*) des variables d'information était préférable dans les études conditionnelles.

telle que Ferson et Schadt la définissent, ne quantifie que le *timing* et ne permet pas, contrairement à la mesure de Treynor et Mazuy conditionnelle, de mesurer simultanément le *timing* et la sélectivité. Nous ne l'utiliserons donc pas dans ce qui suit.

Christopherson et *al.* (1998) proposent une autre mesure conditionnelle de la performance : le *time-varying alpha*. Celle-ci procède du même raisonnement que la mesure de Ferson et Schadt, sauf que dans ce cas, le bêta et l'alpha peuvent varier dans le temps. Cette autre mesure s'écrit :

$$R_{p,t+1} - R_{f,t+1} = \alpha_{op} + A_p z_t + \beta_{op}(R_{M,t+1} - R_{f,t+1}) + B_p(z_t(R_{M,t+1} - R_{f,t+1})) + \varepsilon_{p,t+1} \quad (2)$$

avec $\alpha_p(Z_t) = \alpha_{op} + A_p z_t$ et les mêmes notations que dans (1).

2.2. Les méthodes de mesure de la persistance de la performance

Carhart (1997) définit la persistance comme « une relation positive entre le classement relativement aux performances sur une période initiale et sur la période suivante ». La persistance de la performance se quantifie en utilisant différentes mesures de performance (rentabilités, rentabilités ajustées pour le risque non conditionnelles et conditionnelles). Plusieurs méthodes statistiques sont envisageables pour déterminer l'existence d'un phénomène de persistance de la performance. En premier lieu, nous traitons des analyses statistiques exploitant des données en coupe transversales. Puis, en second lieu, nous exposons les techniques utilisant des données en séries temporelles.

2.2.1. Les analyses reposant sur des données en coupes

Ce type d'analyse suppose de mesurer la performance des fonds sur deux périodes consécutives. Les deux périodes ne doivent pas se chevaucher afin de pouvoir travailler à partir d'observations *a priori* indépendantes³. Il est possible d'effectuer des régressions en coupes (cf. Fama et Mac Beth 1973, Grinblatt et Titman 1992, Christopherson et *al.* 1998). Cette technique paramétrique implique plusieurs étapes.

³ Nous appellerons ces deux périodes A et B respectivement.

Dans un premier temps, il est nécessaire de mesurer la performance d'un groupe de N fonds sur la période A, puis sur la période B. Cette opération nous permet d'obtenir deux séries (de taille N) de performances des fonds. Ensuite, on régresse la série des performances des N fonds durant la période B sur la série des performances des fonds de la période A, soit formellement : $Perf_{B,i} = a + bPerf_{A,i} + \varepsilon_i$ (3) avec $Perf_{B,i}$ la performance du fonds i sur la période B (mesurée par l'alpha de Jensen mono ou multi-indiciels ou par la performance brute), $Perf_{A,i}$ la performance du fonds i sur la période A (mesurée par la performance anormale (alpha de Jensen par exemple)). a et b résultent des estimations et ε_i est le terme d'erreur.

Christopherson et al. (1998) avancent à propos de cette approche que l'équation (3) possède un caractère prédictif parce que les alphas ($Perf_{A,i}$) sont estimés à partir de données passées. Par ailleurs, ils préconisent d'utiliser comme variable dépendante ($Perf_{B,i}$) les rentabilités non ajustées au risque parce qu'une mesure de performance telle que l'alpha est problématique. En effet, la plupart des sources de biais des alphas (facteurs manquant dans une régression, effet taille...) sont corrélées entre elles. Ceci pourrait avoir comme effet de créer des corrélations fortuites et donc de déceler un phénomène de persistance, alors qu'il n'en existe pas. L'équation à estimer devient alors :

$$r_p(t, t+\tau) = a_{o,t,\tau} + b_{1,t,\tau} \alpha_{pt} + u_p(t, t+\tau) \quad (4)$$

où pour $p = 1, \dots, N$ (nombre de fonds), $r_p(t, t+\tau)$ est la rentabilité capitalisée entre le mois t et le mois $t+\tau$ pour le fonds p mesurée nette du taux sans risque, τ dénote l'horizon et $u_p(t, t+\tau)$ le résidu. α_{pt} est une mesure de la performance passée estimée en utilisant la série des rentabilités du fonds p jusqu'à la date $t-1$. Ils suggèrent d'estimer (4) à l'aide de la méthode des moindres carrés pondérés (chaque observation est pondérée par l'inverse de l'écart-type de la série des résidus des modèles utilisés pour l'estimation de l'alpha correspondant à cette observation).

Dans un second temps, cette tâche est répétée sur $(K+1)$ périodes consécutives ($t = 1$ à K). Ainsi, on obtient une série de paramètres b_t (b_1, \dots, b_K). Enfin, il reste à tester si le b moyen (\bar{b}) est significativement différent de zéro. Ceci est effectué à l'aide de la statistique défi-

nie par Fama et Mac Beth (1973) : $t(b) = \frac{\bar{b}}{\sigma_{\bar{b}}}$ où $\bar{b} = \frac{1}{K} \sum_{t=1}^K b_t$ et

$$\sigma_{\bar{b}}^2 = \frac{1}{K(K-1)} \sum_{t=1}^K (b_t - \bar{b})^2, \text{ qui est distribuée selon une loi de Student à } K$$

degrés de liberté. Un \bar{b} positif et significatif serait une preuve statistique de l'existence d'un phénomène de persistance de la performance pour l'échantillon de fonds considéré.

2.2.2. Les analyses exploitant des séries temporelles

Ce type d'analyse est employé par Hendricks et al. (1993), Elton et al. (1996) ou encore Carhart (1997). Elle consiste à former des portefeuilles de fonds à partir du critère de leurs performances passées. L'inclusion dans un fractile est conditionnée par la performance passée du fonds sur une période de taille variable (un, deux, quatre et huit trimestres chez Hendricks et al. par exemple). La performance d'un « portefeuille de fractile » est constituée par la performance équipondérée des divers fonds appartenant au fractile considéré. Ces portefeuilles sont conservés une année, puis ils sont remplacés par un nouveau portefeuille créé selon la même méthode et ceci se répète jusqu'à la fin de la période d'étude.

3. Les échantillons de PPS étudiés et les indices de marché et variables d'information employés

3.1. Présentation des échantillons de fonds et des retraitements

Les données utilisées sont les rentabilités de fréquence mensuelle de fin de mois sur la période allant de novembre 1990 à novembre 2000. Les rentabilités sont calculées à partir d'indice de la valeur des fonds à l'achat pour un investisseur (*bid to bid prices*) avec revenus réinvestis (dividendes ou coupons) et sont exprimées en Livre Sterling. Ces indices ont été calculés par la société *Standard & Poor's Fund Services* et proviennent de la base de données *UK Pension*. Les rentabilités sont mesurées nettes des frais de transactions (*trading cost*) et des coûts explicites tels que les frais de gestion annuels. En revanche, elles

sont brutes des frais de souscription et de rachat (ces fonds fonctionnent comme des SICAV). Les rentabilités utilisées ici sont logarithmiques⁴ et sont calculées de la manière suivante : $R_{p,t} = \ln(I_{p,t} / I_{p,t-1})$ où $I_{p,t}$ est l'indice calculé par *Standard & Poor's Fund Services* pour le fonds p à la date t.

Nous avons exclu certains fonds pour les raisons suivantes :

- Historique trop court (moins de 120 mois de données). Il est ainsi possible en menant une analyse de la performance des fonds à partir de ces échantillons de se mettre à la place d'un individu qui a commencé à épargner pour sa retraite à la fin de 1990 par le biais des PPS et qui, fin 2000, cherche à vérifier si son choix était le bon. En effet, cet individu ne pouvait investir que dans des fonds existant en 1990. Il est aussi envisageable de considérer que nous nous identifions à un individu qui désire, fin 2000, choisir un fonds au sein d'un échantillon et qu'il pose comme contrainte que ces fonds doivent disposer d'au moins dix ans d'historique afin d'obtenir des estimations correctes de leur performance. Dans la littérature financière, certains auteurs ont montré que plus l'historique de données est long, plus il sera possible de distinguer si la performance d'un *manager* résulte de son habileté ou de sa chance. De plus, ce choix assure que l'ensemble des tests de persistance effectués concernent les mêmes fonds quels que soient l'horizon de mesure de la persistance et la longueur de la période d'estimation.

- Fonds indiciel. En effet, nous nous focalisons sur les fonds ayant une politique active de gestion d'actifs.

- Fonds ayant des caractéristiques peu récurrentes dans notre échantillon : par exemple, les fonds éthiques, les fonds sectoriels (technologie ou immobilier par exemple), les fonds de fonds et les fonds garantis.

Ces retraitements nous assurent d'une certaine homogénéité au sein des différents échantillons étudiés. L'échantillon de PPS investis en actions comporte 200 fonds et celui des fonds obligataires 126.

Il est utile de préciser deux éléments relatifs aux données utilisées. En premier lieu, les différents échantillons souffrent du biais de survivance (*survivorship bias*). En effet, la base *UK Pensions* de *Standard & Poor's Fund Services* ne contient pas les fonds sortis de celle-ci du-

⁴ C'est ce type de rentabilités qui est utilisé dans les études sur la performance des fonds du fait de leurs bonnes propriétés. Campbell *et al.* (1997), Aftalion (2001) préconisent leur utilisation dans les applications empiriques du MEDAF, même si celui-ci, étant mono-périodique, met en œuvre des rentabilités arithmétiques.

rant la période, ce, quelle que soit la raison (fusion, cessation d'activité, arrêt de l'envoi des données à *Standard & Poor's Fund Services...*). Les études de ce biais sur les données américaines concernant des OPCVM (Brown et al. (1992)) montrent que le fait de ne prendre en compte que les fonds survivants biaisent positivement les résultats. Blake et Timmermann (1998) obtiennent des résultats similaires sur données britanniques. Ainsi, l'analyse que nous menons sur la période 1990-2000 est certainement touchée par ce biais. Cependant, la majorité des études effectuées sur les fonds de retraite souffre du biais de survivance que ce soit pour les études sur des fonds américains (Christopherson et al. 1998, Lakonishok et al. 1992, ou encore Coggin et al. 1993, Ippolito et Turner 1987) ou anglais (Brown et al. 1997, Blake et al. 2001). Enfin, le fait que les fonds ne sortent pas de la base exclusivement pour des raisons de sous-performance (et donc de mort du fonds) vient modérer l'impact de ce biais.

Par ailleurs, la base de données n'informe pas sur les changements de gestionnaire. Ainsi, les fonds étudiés peuvent avoir été gérés par plusieurs personnes successivement. Ceci influence l'analyse en posant des problèmes de stabilité, mais il n'existe pas de moyens de supprimer ce biais.

3.2. Les indices et les variables d'information utilisés

Tous les indices utilisés sont calculés avec dividendes réinvestis et proviennent de la base de données *Datastream*. Le calcul des rentabilités est similaire à celui des rentabilités des fonds. Le taux sans risque est le taux (*middle rate – discount rate*) sur les *Treasury Bills* à un mois.

Pour chaque échantillon, nous avons choisi différents indices de référence (*benchmark*) pour évaluer la performance des PPS relativement au marché sur lequel ils investissent principalement. Pour l'échantillon Actions, nous utilisons :

- le FTSE *Actuaries All Share* qui a été introduit en 1962 et qui a été traditionnellement utilisé par les analystes pour calculer des indicateurs représentatifs de l'ensemble du marché des actions britanniques. Il considère 850 entreprises dont 620 sont non-financières. Celui-ci est calculé une fois par jour ;

- le FTSE 100 qui a été créé en 1984 et qui est diffusé toutes les minutes pendant les heures d'échanges sur le marché des actions. Il est

généralement connu sous le nom de *Footsie*. Il contient les cent entreprises ayant les plus fortes capitalisations sur le *London Stock Exchange* ;

– le FTSE *Actuaries 30* ne considère que les trente entreprises ayant les plus fortes capitalisations sur le *London Stock Exchange*

– l'indice *Small Cap* calculé par *Hoare Govett* se focalise sur les entreprises de petites capitalisations ;

– les indices MSCI *Value* et MSCI *Growth* servent pour les calculs de l'alpha de Jensen dans le cadre d'un modèle multi-facteurs à la Elton et al. (1996). L'indice *Value* est défini par MSCI comme représentant la performance des entreprises dont le *price to book* ratio est supérieur au *price to book* ratio médian. L'indice *Growth* procède du même raisonnement pour les entreprises dont le ratio est inférieur au ratio médian. Ces deux indices sont calculés en utilisant l'indice MSCI UK représentatif de 60 % du marché des actions britanniques. Pour le modèle d'Elton et al., nous définissons l'indice *GV* comme la différence entre l'indice *Growth* et *Value* et l'indice *SL* comme la différence entre le FTSE 100 et l'indice *Small Cap Hoare Govett*⁵.

Pour l'échantillon Obligations UK, nous considérons des indices représentatifs des rentabilités des obligations de l'État britannique. En effet, selon Blake et Timmermann (1998), le marché obligataire au Royaume-Uni est dominé par les obligations d'État. Les obligations d'entreprise ne représentaient que 5 % du marché en 1999 et 0 % en 1990 (*British Invisibles* 2000). Nous utilisons donc :

– un indice FTSE : FTA *British Government* couvrant l'ensemble des émissions obligataires publiques (toutes les maturités).

À présent, nous décrivons les différents instruments utilisés dans le cas d'une mesure de performance conditionnelle. Pour la mesure de performance conditionnelle des fonds investis en actions anglaises exclusivement, nous nous sommes reportés à Ferson et Schadt (1996). L'étude de ces auteurs porte sur des OPCVM américains et donc les variables d'information sont spécifiques aux États-Unis.

Notre étude portant sur des fonds de pension individuels britanniques, nous avons sélectionné les variables d'information suivantes en utilisant les indications, fournies par Blake et Timmermann (1998), quant aux spécificités institutionnelles du système financier anglais :

⁵ Pour une justification du calcul de ce dernier, voir Blake et Timmermann (1998), note 15 page 68.

- la valeur annualisée retardée du taux sur les bons d'État à un mois (*one month T-Bill discount rate*). Le taux choisi est la moyenne (*middle rate*) des taux offert et demandé (*bid-ask*) ;
- le taux de dividende retardé de l'indice *FT All Shares*. Il est calculé comme le rapport entre les paiements de dividendes correspondant à l'indice pour les douze derniers mois et le niveau de prix l'indice ;
- la différence retardée entre le taux à long terme sur des rentes d'État (2,5 % *UK government perpetuities redemption yield* ou *consols*) et le taux sur les bons d'État à trois mois (cf. Sawicki et Ong 2000 pour le choix de l'horizon de trois mois) ;
- une variable muette pour le mois de janvier.

Contrairement à Ferson et Schadt, nous n'utilisons pas d'indicateur de prime de qualité retardée sur le marché des obligations d'entreprises. En effet, Blake et Timmermann notent que le marché des obligations britanniques est dominé par les obligations d'État.

Pour la mesure de performance conditionnelle des fonds investis en obligations britanniques, les instruments ont été choisis en utilisant la littérature sur la prédictibilité des rentabilités des obligations. Notons que si la littérature sur la prédictibilité des rentabilités futures des actions est assez développée, ce n'est pas le cas pour les obligations (on peut se reporter à Fama et French 1989, Keim et Stambaugh 1986, Ilmanen 1995 et Campbell et al. 2001). Les instruments sélectionnés sont les suivants :

- la différence entre le taux sur les obligations de long terme (2,5 % *UK government perpetuities redemption yield* ou *consols*) et le taux de dividende de l'indice *FT All Share*. Cet instrument repose sur l'idée que les investisseurs arbitrent entre les marchés des actions et des obligations et que les variables gouvernant leurs décisions sont le taux à long terme pour le marché obligataire et le taux de dividende pour le marché des actions. Clare et al. (1994) ont montré l'existence d'une convergence vers une valeur d'équilibre du ratio taux long sur taux de dividende. Aburachis et Kish (1999) identifient l'existence d'une relation de cointégration entre ces deux taux et, de plus, une stationnarité du ratio taux long sur taux de dividende ;
- la différence retardée entre le taux à long terme sur des rentes d'État (2,5 % *UK government perpetuities redemption yield* ou *consols*) et le taux sur les bons d'État à trois mois. Campbell et al. (2001) trouvent que ce *spread* contribue à prédire les rentabilités futu-

res sur le marché américain durant la seconde moitié du vingtième siècle ;

– la valeur annualisée retardée du taux sur les bons d'État à un mois (*one month T-Bill discount rate*). Le taux choisi est la moyenne (*middle rate*) des taux offert et demandé (*bid-ask*) (cf. Campbell et al.) ;

– la rentabilité du marché des actions en excès du taux sans risque retardée (cf. Campbell et al.).

4. La persistance des performances des PPS investis en actions et des PPS obligataires

Cette section s'organise de la manière suivante. D'abord, nous exposons les résultats des tests paramétriques de l'existence de la persistance pour les PPS investis principalement en actions britanniques, puis nous abordons les résultats des tests pour les PPS obligataires anglais. Les tableaux de résultats sont présentés en annexe. Nous débutons, pour chaque échantillon de fonds, par les tests exploitant des coupes et nous terminons par les tests utilisant des séries temporelles.

4.1. La persistance de la performance des PPS investis en actions nationales

4.1.1. Résultats des tests de persistance à partir des données en coupe

Pour les analyses en coupe transversale, nous utilisons le test proposé par Chrispherson et al. (1998). Il permet de répondre à une question pratique : dans quelle mesure une mesure de performance passée (ajustée ou non au risque) permet-elle de prévoir les rentabilités futures des fonds ? En outre, il mesure la persistance à divers horizons. Nous présentons les résultats pour des horizons futurs de 1, 3, 6, 12, 18, 24 et 36 mois, pour une période d'estimation de cinq ans (60 mois) et un certain nombre de mesures de la performance passée dans le tableau 1.

La mesure de performance non ajustée au risque et celles ajustées au risque total semblent toutes être caractérisées par une réversion de la performance à court et moyen terme.

Pour les mesures de Jensen non conditionnelles et conditionnelles (*time varying beta*), le même phénomène se produit lorsque l'horizon de capitalisation de la performance future dépasse 6 mois, sauf pour le modèle d'Elton, Gruber et Blake qui conduit à une réversion de la per-

formance uniquement à moyen terme. Les mesures non conditionnelles et conditionnelles (*time varying bêta*) intégrant la notion de *timing* témoignent seulement d'une réversion de la performance à moyen terme.

Enfin, les mesures conditionnelles de type *time varying alpha* amènent à des conclusions opposées. En effet, celles-ci suggèrent l'existence d'une stabilité de la performance à moyen terme.

Les tests se prononcent majoritairement en faveur d'une réversion de la performance. Nous avons consulté la valeur moyenne mensualisée des coefficients de persistance⁶. Il semble que l'horizon retenu influence de manière croissante les valeurs absolues des statistiques : celles-ci augmentent faiblement avec la longueur de l'horizon. Nous avons vérifié si ce phénomène provenait du fait que les estimations sont plus précises (baisse de l'écart-type) ou du fait que la valeur absolue du coefficient moyen augmente. Nous avons donc exprimé ces coefficients moyens en valeurs mensuelles. Pour ce faire, il suffit de diviser le coefficient par la longueur de l'horizon (valeur de tau). On assiste plutôt à une diminution de la valeur mensualisée du coefficient lorsque la taille de l'horizon augmente. Les coefficients moyens (pour l'ensemble des modèles à un horizon donné) prennent des valeurs absolues comprises entre 0,05 % par mois et 0,2 % par mois (pour les horizons les plus courts). Ces valeurs absolues sont plus faibles que celles obtenues par Christopherson et *al.* Ainsi, le phénomène de réversion de la persistance semble moins important à mesure que l'horizon croît.

4.1.2. Résultats des tests de la persistance utilisant des séries temporelles

Christopherson et *al.* signalent à propos du précédent test de persistance qu'il ne peut être interprété économiquement que si l'hypothèse de vente à découvert de certains fonds est vérifiée⁷. Il semble difficile pour un individu d'arbitrer entre plusieurs PPS, i.e. vendre un PPS anticipé comme sous-performant pour en acheter un autre anticipé comme surperformant. Ces auteurs conseillent donc d'utiliser une autre

⁶ Ces valeurs ne sont pas présentées ici pour des raisons de place et par analogie avec la présentation de Christopherson et *al.*

⁷ Fama (1976) démontre que le coefficient moyen (de persistance ici) peut être vu comme la rentabilité moyenne d'un portefeuille d'arbitrage ayant une variance minimale et un bêta de un.

méthode, reposant sur des stratégies de *trading*, pour interpréter économiquement les effets de la persistance.

Nous nous proposons donc d'employer une méthode exploitant des séries temporelles. Celle-ci a été proposée par Elton et *al.* (1996) et repose sur l'emploi de stratégies de *trading*. Elle mesure la persistance de la performance à court et moyen terme. Cette technique suppose de définir deux périodes : la période de sélection, où les fonds sont classés et inclus dans des portefeuilles et la période de performance sur laquelle les performances des portefeuilles de fonds sont évaluées.

Les PPS sont choisis sur la période de sélection au regard de différentes mesures de performance ajustées au risque. Ces mesures sont évaluées sur des périodes de 12 et 36 mois. Les fonds sont ensuite intégrés dans des portefeuilles de décile et leur performance ajustée au risque est mesurée par le modèle d'Elton et *al.* sur la période de performance (qui est de 12 ou 36 mois).

L'originalité de la technique de ces trois auteurs est qu'elle permet d'évaluer la performance ajustée au risque sur des périodes très courtes. Sur des périodes de moins de 36 mois, les régressions ne sont pas très fiables. La solution d'Elton, Gruber et Blake pour contourner ce problème consiste, lorsqu'ils évaluent la performance sur une période de 12 mois, à utiliser les résidus des régressions.

Ainsi, l'alpha calculé sur une période de sélection de 12 mois est constitué par la somme de l'alpha obtenu sur une période de 36 mois et du résidu moyen de la régression sur la période de sélection effectuée pour obtenir cet alpha. Pour classer les fonds en novembre 1993 en utilisant un alpha de sélection d'un an, il faut estimer le modèle de Jensen sur la période novembre 1990 – octobre 1993 et calculer l'alpha de sélection d'un an en ajoutant la constante de cette régression (i.e. l'alpha sur trois ans) à la valeur moyenne du résidu sur la période novembre 1992 – octobre 1993.

L'alpha calculé sur la période de performance est évalué de manière assez similaire, en estimant le modèle de Jensen sur toute la période novembre 1990 – novembre 2000 et en faisant la somme de l'alpha obtenu et du résidu moyen de la régression sur la durée de la période de performance.

Nous consignons les résultats de la méthode d'Elton et *al.* appliquée aux PPS Actions UK sur la période novembre 1990 – novembre 2000 dans les tableaux 2 à 5.

Ces stratégies de *trading* produisent de nouveaux résultats. Elles conduisent à envisager, quand les fonds sont choisis au regard de leur performance à court terme (alpha de sélection évalué sur un an), l'existence d'une persistance dans le court terme (un an), sauf pour la mesure de type *time varying alpha* où elles suggèrent une réversion de la performance. L'ensemble des résultats de cette analyse montre cependant que les performances futures des PPS investis en actions ne semblent pas être particulièrement liées aux performances passées, puisque les coefficients de corrélation de rang de Spearman sont rarement significatifs. Enfin, en moyenne, les fonds ne réussissent pas à surperformer le marché, puisque l'alpha moyen est négatif.

Une analyse plus fine conduit à d'autres conclusions. Les fonds les meilleurs connaissent une certaine persistance de leur performance : le portefeuille du premier décile a toujours l'alpha réalisé le plus élevé. Les fonds les moins bons sont sujets à un phénomène de réversion de leur performance : ils ont très souvent des alphas, sur la période de performance, qui sont proches de la moyenne du groupe voire qui lui sont supérieurs (cette tendance est plus marquée pour des alphas de sélection de trois ans).

Pour conclure sur la persistance de la performance des fonds investis en actions britanniques, nous pouvons avancer que :

- globalement, la performance des PPS investis en actions nationales, pour la quasi-totalité des mesures, ne connaît pas ou peu de persistance à court et moyen termes. Un phénomène de réversion des performances semble plutôt caractériser ces fonds ;
- les résultats pour l'ensemble des fonds sont peut-être principalement influencés par la réversion de la performance des fonds les moins bons dans le court et moyen termes ;
- les fonds les meilleurs connaissent une légère persistance dans leur performance à court et moyen termes ;
- les deux méthodes de détection et de quantification de la persistance n'aboutissent pas toutes à des résultats identiques. Ainsi, il semble indispensable d'utiliser conjointement ces techniques afin de ne pas être influencé par l'une d'entre elles pour tirer des conclusions et pour présenter des résultats robustes ;
- un investisseur aurait eu, durant cette dernière décennie, tout intérêt à investir dans les PPS investis en actions présentant des performances passées extrêmes. Toutefois, ces fonds ne réussissent pas, en moyenne, à battre le marché. Alors, seul un investissement dans les

fonds les plus performants serait à même de produire une performance supérieure à celle du marché. On peut donc penser qu'un investissement dans un fonds indiciel était un choix plus judicieux pour un épargnant.

4.2. La persistance des performances des PPS obligataires

4.2.1. Résultats des tests reposant sur des coupes transversales

Nous consignons dans le tableau 6 les résultats des tests de Christopherson et *al.* pour des horizons futurs de 1, 3, 6, 12, 18, 24 et 36 mois, pour une période d'estimation de cinq ans (60 mois) et un certain nombre de mesures de la performance passée.

Les performances des fonds obligataires connaissent une certaine stabilité à court et moyen termes. En effet, la quasi-totalité des statistiques est significative au seuil de 1 % dès que tau est supérieur à trois mois. Nos résultats vont dans le sens de ceux de Kahn et Rudd (1995). Ils étudient des OPCVM américains (300 fonds investis en actions et 195 fonds obligataires) sur la période janvier 1988 – décembre 1993. Leurs résultats montrent que, sur des périodes de trois ans, les OPCVM obligataires voient leur performance ajustée au risque persister, ce qui n'est pas le cas pour les OPCVM investis en actions.

Les coefficients connaissent un accroissement notoire de leur significativité à mesure que l'horizon s'allonge. Nous avons vérifié si ce phénomène est principalement lié au fait que la qualité des estimations est meilleure (baisse de l'écart-type) ou à celui que la valeur du coefficient augmente. Nous avons constaté que, pour chaque modèle, il y avait une élévation notable de la valeur mensualisée⁸ du coefficient à partir d'un horizon de trois mois ; mais, ensuite cette valeur reste à peu près stable même si elle augmente légèrement. Les coefficients moyens (pour l'ensemble des modèles à un horizon donné) prennent des valeurs entre 0,1 % par mois (pour tau égal à un) et 0,3 % par mois (pour les horizons les plus longs). Ces valeurs sont plus faibles que celles obtenues par Christopherson et *al.* mais plus importantes que celles trouvées pour les PPS investis en actions. En outre, ces auteurs remarquent que plus l'horizon est long, plus les coefficients mensualisés sont élevés, ce qui veut dire que l'effet de persistance se renforce dans le moyen terme. Ici, ce n'est pas le cas, les valeurs mensualisées varient

⁸ Cf. note 6 *supra*.

peu à partir de valeurs de tau supérieures à un. Ainsi, les statistiques nettement plus élevées résultent de meilleures estimations et non d'un renforcement du phénomène de persistance à moyen terme.

Seule la mesure de type *time varying alpha* produit des conclusions opposées et met en lumière un phénomène de réversion. Cependant, les coefficients moyens mensualisés obtenus pour cette mesure sont bien plus faibles que ceux obtenus avec les autres mesures.

4.2.2. Résultats des tests exploitant des séries temporelles

Pour pouvoir conclure sur la persistance des performances des PPS obligataires, nous appliquons la méthode proposée par Elton et *al.* Les performances réalisées sont mesurées par le modèle Jensen mono-facteur avec comme *benchmark* l'indice FT Oblig UK. Ceci se rapproche de ce que font Elton et *al.* pour des fonds obligataires américains. Nous exposons les résultats de ces tests dans les tableaux 7 à 10.

L'ensemble de ces résultats atteste de l'existence d'une persistance des performances à court et moyen termes, que les fonds soient sélectionnés à l'aide de mesures ajustées ou non au risque (hormis la mesure de type *time varying alpha*). En effet, pour les différentes mesures considérées, nous constatons que les coefficients de corrélation de rang sont presque toujours significatifs au seuil de 5 %. La performance du portefeuille moyen est négative : les PPS obligataires sous-performent l'indice représentatif de leur univers d'investissement.

Plusieurs régularités se dégagent. L'effet de persistance est plus faible lorsque la période de sélection est plus courte (un an) et lorsque la performance réalisée est mesurée sur un an. La persistance est donc plus importante à moyen terme. On peut aussi penser qu'il est préférable de sélectionner les fonds en estimant leur performance passée sur une période de trois ans.

Par ailleurs, les alphas réalisés des portefeuilles du premier décile sont, en général les plus élevés et ceux des portefeuilles des deux derniers déciles les plus faibles. Les autres déciles connaissent une régularité moindre dans leur classement. Ce constat conduit à penser que la persistance des PPS obligataires est influencée par les performances des fonds extrêmes et notamment celles des fonds les moins bons.

Pour terminer sur la persistance des performances des PPS obligataires, nous pouvons dire que :

– ces fonds connaissent une certaine persistance, à court et moyen termes, de leurs performances ajustées ou non au risque. En affinant notre analyse, nous avons vu que ce phénomène résulte principalement des fonds extrêmes ;

– les différentes méthodes utilisées pour quantifier la persistance conduisent à des conclusions, en général, assez similaires ;

– ces régularités empiriques paraissent robustes puisque nous avons mené des tests de sensibilité (emploi de différents indices de marché) et de robustesse (utilisation de différentes méthodes et de différentes mesures de la performance). Toutefois, une interrogation relative à la mesure de type *time varying alpha* subsiste. En effet, elle conduit, pour les deux catégories de fonds et pour les deux méthodes utilisées, à des résultats contradictoires. Le calcul des coefficients de corrélation entre les différentes mesures de performance contribue à expliquer ce phénomène. Il montre que, pour les deux types de fonds, ces mesures – contrairement aux autres mesures conditionnelles (*time varying beta*) – possèdent des corrélations faibles avec les autres mesures (cf. Hervé 2002) ;

– un investisseur aurait donc, durant les années quatre-vingt dix, réalisé des performances supérieures à la moyenne du groupe en choisissant un fonds ayant eu des performances élevées dans le passé.

Notre étude empirique sur la performance et la persistance de la performance des fonds de pension individuels britanniques permet de relever plusieurs éléments d'importance concernant la gestion financière active.

Globalement, les PPS investis en actions anglaises sont caractérisés par un phénomène de réversion de leurs performances, alors que ceux investis en obligations britanniques connaissent une certaine stabilité dans leurs performances. Mais, pour les deux types de PPS, les performances des meilleurs perdurent. Pour les fonds les moins bons, les résultats diffèrent selon que les fonds se concentrent sur les actions (réversion de la sous-performance) ou sur les obligations (persistance de la sous-performance). Ceci contraste avec ce qui ressort de la majorité des études, puisque celles-ci concluent majoritairement que la stabilité des performances concerne surtout les moins bons. On peut se demander pourquoi les fonds les moins bons continuent à exister. Plusieurs facteurs explicatifs ont été avancés dans la littérature : des coûts de sortie trop importants, l'inefficience du marché (des PPS), la relation entre l'épargnant et le vendeur du fonds ne se fondent pas uniquement sur le

niveau de la performance, le manque d'information ou l'inertie des investisseurs, par exemple.

Il convient de rappeler que les échantillons de fonds étudiés souffrent du biais de survivance. Cependant, la stabilité des performances des fonds les meilleurs continuerait certainement à se manifester dans un échantillon incluant les fonds disparus. En effet, les différentes études sur l'impact du biais de survivance signalent que ce sont principalement les fonds les moins bons qui disparaissent.

Par ailleurs, l'inclusion des fonds disparus viendrait certainement modifier nos résultats pour les fonds investis en actions. En revanche, pour les fonds obligataires, les valeurs des statistiques des coefficients de persistance pour les régressions en coupe sont nettement supérieures à cinq. Brown et *al.* (1992) montrent, dans un exercice de simulation, que la suppression des fonds les moins bons de l'échantillon conduit à accroître la valeur des statistiques pour les coefficients de persistance obtenus (le t-stat est de $-0,004$ lorsqu'ils mesurent la persistance pour l'ensemble de l'échantillon et de $4,679$ lorsqu'ils excluent les 20 % de fonds les moins performants). Ceci laisse à penser que l'inclusion des PPS obligataires britanniques disparus ne viendrait pas significativement altérer nos conclusions.

Enfin, nous avons essayé de mesurer la stabilité des performances du point de vue de l'investisseur, puisque seuls les fonds disposant d'historiques importants ont été inclus dans l'analyse. Nous pouvons donc dire qu'un individu désireux d'épargner pour sa retraite par le biais des PPS aurait dû investir dans les fonds présentant les meilleures performances passées. Les classements effectués par la presse spécialisée ou par *Standard & Poor's Fund Services* lui aurait donc permis de confier son épargne aux PPS les plus performants. Cependant, on peut douter de l'intérêt d'investir dans ces fonds puisqu'ils sous-performent en moyenne le marché.

Quelques investigations supplémentaires sont susceptibles d'enrichir notre analyse. Les fonds obligataires étudiés sont caractérisés par une persistance de la sous-performance. La littérature sur les OPCVM a identifié l'existence d'une relation convexe entre flux de fonds et performance : les épargnants investissent principalement dans les fonds ayant surperformé, mais les retraits de fonds en vue de sanctionner les gestionnaires les moins performants sont peu nombreux. Ainsi, poursuivre l'étude des PPS, en identifiant la nature de la relation flux-performance, serait particulièrement intéressant pour expliquer

l'existence d'une persistance de la sous-performance. Une autre voie de recherche future consisterait à tenter d'identifier les facteurs explicatifs (expérience des fonds, frais d'entrée et de sortie, montant de l'actif géré, flux entrant et flux sortant, par exemple) de la persistance de la performance des fonds les meilleurs.

Bibliographie

- Aburachis A. T. et Kish R. J. (1999), « International Evidence on the Co-movements between Bond Yields and Stock Returns : 1984-1994 », *Journal of Financial and Strategic Decisions*, vol. 12, n° 2, Fall, p. 67-81.
- Admati A., Bhattacharya S., Pfleiderer P. et Ross S. (1986), « On timing and Selectivity », *Journal of Finance*, vol. 41, n° 3, p. 715-730.
- Aftalion F. (2001), « Les performances des OPCVM actions françaises », *Banque & Marchés*, n° 52, mai-juin, p. 6-16.
- Blake D., Lehman B. et Timmermann A. (2001), « Performance Clustering and Incentives in the UK Pension Funds Industry », Pension Institute Discussion Paper 9901.
- Blake D. et Timmermann A. (1998), « Mutual Funds Performance : Evidence from the UK », *European Finance Review*, vol. 2, p. 57-77.
- British Invisibles (2000), *City Business Series 2000-Statistical Update, Fund Management*, British Invisibles, London.
- Brown G., Draper P. et McKenzie E. (1997), « Consistency of UK Pension Fund Investment Performance », *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 24, n° 2, March, p. 155-178.
- Brown S.J. et Goetzmann W. N. (1995), « Performance Persistence », *Journal of Finance*, vol. 50, n° 2, p. 679-698.
- Brown S.J., Goetzmann W.N., Ibbotson R.G. et Ross SA. (1992), « Survivorship Bias in Performance Studies », *Review of Financial Studies*, vol. 5, n° 4, p. 553-580.
- Campbell J.Y., Chan Y.L. et Viceira L.M. (2001), « A Multivariate Model of Strategic Asset Allocation », Harvard University Working Paper.
- Campbell J.Y., Lo A.W. et MacKinlay A.C. (1997), *The econometrics of financial markets*, Princeton university Press.
- Carhart M. (1997), « On Persistence in Mutual Fund Performance », *Journal of Finance*, vol. 52, p. 57-82.

- Christensen R. (1990), *Log-Linear Models*, Springer-Verlag.
- Christopherson J.A., Ferson W. et Glassman D.A. (1998) « Conditioning Manager Alphas on Economic Information : Another Look at the Persistence of Performance », *Review of Financial Studies*, vol. 11, n° 1, p. 111-142.
- Clare A.D., Thomas S.H. et Wickens M.R. (1994), « Is the Gilt-Equity Yield Ratio Useful for Predicting UK Stock Returns ? », *The Economic Journal*, vol. 104, n° 2, p. 303-315.
- Coggin T.D., Fabozzi F.J. et Rahman S. (1993), « The Investment Performance of US Equity Pension Funds Managers », *Journal of Finance*, vol. 48, p. 1039-1056.
- Davis E.P. (1995), *Pension funds, retirement-income security and capital markets – an international perspective*, Oxford University Press.
- Davis E.P. et Steil B. (2001), *Institutional Investors*, MIT Press, Cambridge.
- Elton E.J., Gruber M.J. et Blake C.R. (1996), « The Persistence of Risk-Adjusted Mutual Fund Performance », *Journal of Business*, vol. 69, n° 2, p. 133-157.
- Elton E.J., Gruber M.J. et Blake C.R. (1996), « Survivorship Bias and Mutual Fund Performance », *Review of Financial Studies*, vol. 9, n° 4, p. 1097-1120.
- Fama E.F. (1970), « Efficient Capital Markets : A Review of Theory and Empirical Work », *Journal of Finance*, vol. 25, p. 383-417.
- Fama E.F. (1976), *Foundations of Finance*, Basic Books.
- Fama E.F. et French K.R. (1989), « Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds », *Journal of Financial Economics*, vol. 25, p. 23-49.
- Fama E.F. et French K.R. (1993), « Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds », *Journal of Financial Economics*, vol. 33, p. 3-56.
- Fama E.F. et McBeth J. (1973), « Risk, Return and Equilibrium : Empirical Tests », *Journal of Political Economy*, vol. 81, p. 607-636.
- Ferson W.E. (1985), « Changes in Expected Risk Premiums and Security Risk Measures », *Proceedings of the European Finance Association*, August.
- Ferson W.E. et Khang K. (2000), « Conditional Performance Measurement Using Portfolio Weights : Evidence for Pension Funds », University of Wisconsin Working Paper.

- Ferson W.E. et Schadt R. W. (1996), « Measuring Fund Strategy And Performance in Changing Economic Conditions », *Journal of Finance*, vol. 51, n° 2, p. 425-461.
- Ferson W.E. et Warther V.A. (1996), « Evaluating Fund Performance in a Dynamic Market », *Financial Analysts Journal*, vol. 52, n° 6, p. 20-28.
- Goetzmann W.N. et Ibbotson R.G. (1994), « Do Winners Repeat : Patterns in Mutual funds performance », *Journal of Portfolio Management*, vol. 20, p. 9-17.
- Gallais-Hamonno G. et Grandin P. (1999), « Les mesures de performance », *Banques & Marchés*, n° 42, septembre-octobre, p. 56-62.
- Grinblatt M. et Titman S. (1992), « The Persistence of Mutual Fund Performance », *Journal of Finance*, vol. 47, p. 1977-1984.
- Gruber M.J. (1996), « Presidential Address : Another Puzzle : The Growth in Actively Managed Mutual Funds », *Journal of Finance*, vol. 51, n° 3, p. 783-810.
- Hansen L.P. 1982, « Large Sample Properties of Generalized Method of Moment Estimators », *Econometrica*, vol. 50, p. 1029-1054.
- Hendricks D., Patel J. et Zeckhauser R. (1993), « Hot Hands in Mutual Funds : Short-Run Persistence of Relative Performance 1974-1988 », *Journal of Finance*, vol. 48, n° 1, p. 93-130.
- Henriksson R.D. et Merton R.C. (1981), « On Market Timing and Investment Performance. II. Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills », *Journal of Business*, vol. 54, n° 4, p. 513-533.
- Hervé F. (2002), « Gestion financière des fonds de pension : allocation d'actifs, activisme et performance », Thèse de Doctorat en Sciences de Gestion, Université d'Orléans, novembre.
- Ilmanen A. (1995), « Time-Varying Expected Returns in International Bond Markets », *Journal of Finance*, vol. 50, p. 481-506.
- Ippolito R.A. et Turner J.A. (1987), « Turnover, Fees and Pension Fund Performance », *Financial Analysts Journal*, vol. 43, n° 6, p. 16-26.
- Jensen M. (1968), « The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964 », *Journal of Finance*, vol. 23, n° 2, p. 389-416.
- Kahn R.N. et Rudd A. (1995), « Does Historical Performance Predict Future Performance ? », *Financial Analysts Journal*, November-December, p. 43-52.

- Keim D.B. et Stambaugh R.F. (1986), « Predicting Returns in the Stock and Bond Markets », *Journal of Financial Economics*, vol. 17, p. 357-390.
- Lakonishok J., Shleifer A. et Vishny R. (1992), « The Structure and Performance of the Money Management Industry », *Brookings Papers : Microeconomics*, p. 339-391.
- Malkiel B.G (1995), « Returns From Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991 », *Journal of Finance*, vol. 50, n° 2, p. 549-572.
- Sawicki J. et Ong F. (2000), « Evaluating Managed Fund Performance Using Conditional Measures : Australian Evidence », *Pacific-Basin Finance Journal*, vol. 8, n° 3-4, p. 505-528.
- Shanken J. (1990), « Intertemporal Asset Pricing : An Empirical Investigation », *Journal of Econometrics*, vol. 45, p. 99-120.
- Sharpe W.F. (1966), « Mutual Fund Performance », *Journal of Business*, vol. 39, n° 1, p. 119-138.
- Sortino F. et Vandermeter R. (1991), « Downside Risk », *Journal of Portfolio Management*, vol. 17, p. 27-32.
- Treynor J. et Mazuy K. (1966), « Can Mutual Funds Outguess the Market ? », *Harvard Business Review*, vol. 44, p. 131-36.
- Whitehouse E. (1998), « Pension Reform in Britain », World Bank Social Protection Discussion Paper 9810.

Annexe 1 – Résultats des tests de persistance des performances des PPS investis en actions nationales (tableaux 1 à 5, n = 200) et des PPS obligataires (tableaux 6 à 10, n = 126)

Tableau 1 – Mesure de la persistance de la performance pour les PPS investis en actions à l'aide de la méthode de Christopherson et al. entre novembre 1990 et décembre 2000 (estimation de la performance passée sur 60 mois)

Mesure de la performance passée	t-stats du coefficient de persistance par horizon						
	1 mois	3 mois	6 mois	12 mois	18 mois	24 mois	36 mois
Rentabilité	- 0,993	- 1,482	- 2,258**	- 2,741***	- 2,989***	- 3,261***	- 3,887***
Ratio de Sharpe	- 1,774*	- 2,151**	- 1,930*	- 2,343**	- 2,166**	- 2,415**	- 3,010***
Ratio de Sortino	- 1,694*	- 2,523**	- 2,804***	- 3,087***	- 2,622**	- 2,260**	- 3,243***
Alpha de Jensen mono-facteur (FT All Share)	- 0,606	- 1,453	- 3,139***	- 3,566***	- 3,956***	- 4,709***	- 5,852***
Alpha de Jensen mono-facteur (FT All Share) conditionnel (<i>time varying bêta</i>)	- 0,386	- 0,999	- 2,201**	- 1,659	- 3,767***	- 4,684***	- 4,943***
Alpha de Jensen mono-facteur (FT All Share) conditionnel (<i>time varying alpha</i>)	0,693	0,802	1,825*	- 0,345	1,435	2,719**	4,769***
Alpha de Jensen multi-facteurs (FT All, SL, GV et FT Oblig UK – Elton et al. 1996)	- 0,236	- 0,247	- 0,707	- 0,022	- 1,494	- 5,681***	- 18,291***
Treynor – Mazuy (FT All Share)	- 0,202	- 0,022	0,295	1,311	- 3,120***	- 6,291***	- 5,824***
Treynor – Mazuy (FT All Share) (<i>time varying bêta</i>)	- 0,305	- 0,037	- 0,010	- 0,042	- 5,705***	- 8,901***	- 12,160***
Treynor – Mazuy (FT All Share) (<i>time varying alpha</i>)	0,637	0,688	1,253	- 2,064**	- 1,306	- 1,106	1,028

$$Sort = (R_p - R_{MAR}) / \delta$$

Source : Standard & Poor's Fund Services SARL © 2000 et calculs de l'auteur. *, **, ***, statistiquement significatifs au seuil de risque de 10 %, 5 % et 1 % respectivement. Ratio de Sharpe : $S = (R_p - R_f) / \sigma_p$; Ratio de Sortino : $Sort = (R_p - R_{MAR}) / \delta$ avec $\delta = \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (R_{p,t} - R_{MAR})^2 \right)^{1/2}$ et $t^- = \begin{cases} 1 & \text{si } R_{p,t} \leq R_{MAR} \\ 0 & \text{si } R_{p,t} > R_{MAR} \end{cases}$; mesure de Jensen

(mono-facteur K=1, multi-facteurs K=4) : $R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \sum_{i=1}^K \beta_{p,i} I_{i,t} + \varepsilon_{p,t}$ et mesure de Treynor et Mazuy : $R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_p (R_{M,t} - R_{f,t}) + \delta_p (R_{M,t} - R_{f,t})^2 + \varepsilon_{p,t}$ avec $R_{p,t}$ la

rentabilité du portefeuille en t, $I_{i,t}$ la rentabilité de l'indice en excès du taux sans risque en t, $R_{f,t}$ le taux sans risque en t, σ_p l'écart-type des rentabilités du portefeuille (risque total), R_{MAR} est le taux de rentabilité acceptable minimum (*Minimal Acceptable Return*) – égal ici au taux sans risque moyen de la période -, T le nombre de mois utilisé pour mesurer la performance, δ_p le coefficient de *timing*, α_p l'alpha de Jensen non conditionnel et $\varepsilon_{p,t}$ le résidu de la régression. Pour les définitions des mesures conditionnelles, le lecteur peut se reporter aux équations (1) et (2).

Tableau 2 – Alphas moyens réalisés sur 1 an par déciles après la sélection à l'aide de différentes mesures de performance (exprimés en pourcentage mensuel et calculés sur une période de sélection de 1 an) pour les PPS investis en actions entre novembre 1990 et décembre 2000

Décile	Décile formé en utilisant une mesure de performance sur 1 an mesurée par						
	Rentabilité	Ratio de Sortino	Ratio de Sharpe	MEDAF	MEDAF conditionnel (time varying bêta)	MEDAF conditionnel (time varying alpha)	Elton et al. (1996)
Bottom 10	- 0,080	- 0,074	- 0,098	- 0,068	- 0,051	0,040	- 0,082
9	- 0,067	- 0,064	- 0,058	- 0,101	- 0,104	0,005	- 0,179
8	- 0,129	- 0,133	- 0,127	- 0,126	- 0,093	- 0,034	- 0,135
7	- 0,114	- 0,109	- 0,101	- 0,152	- 0,122	- 0,055	- 0,089
6	- 0,085	- 0,045	- 0,048	- 0,083	- 0,142	- 0,074	- 0,103
5	- 0,076	- 0,084	- 0,097	- 0,122	- 0,087	- 0,109	- 0,080
4	- 0,011	0,102	- 0,091	- 0,022	- 0,070	0,041	- 0,094
3	0,084	- 0,048	0,063	0,090	0,139	- 0,098	- 0,012
2	- 0,045	- 0,072	- 0,051	0,022	0,056	- 0,102	0,215
Top 1	0,130	0,139	0,139	0,188	0,141	0,012	0,186
Moyenne	- 0,039	- 0,039	- 0,039	- 0,037	- 0,038	- 0,038	- 0,037
Corrélation de rang de Spearman	0,733**	0,563*	0,758**	0,697**	0,624*	- 0,840***	0,733**

Les alphas réalisés sont mesurés par le modèle utilisé pour classer les fonds sur la période de sélection (sauf pour les rentabilités brutes ; dans ce cas, c'est le modèle d'Elton et al. qui est employé). Source : Standard & Poor's Fund Services SARL © 2000 et calculs de l'auteur. *, **, ***, statistiquement significatifs au seuil de risque de 10 %, 5 % et 1 % respectivement.

Tableau 3 – Alphas moyens réalisés sur 3 ans par déciles après la sélection à l'aide de différentes mesures de performance (exprimés en pourcentage mensuel et calculés sur une période de sélection de 1 an) pour les PPS investis en actions entre novembre 1990 et décembre 2000

Décile	Décile formé en utilisant une mesure de performance sur 1 an mesurée par						
	Rentabilité	Ratio de Sortino	Ratio de Sharpe	MEDAF	MEDAF conditionnel (time varying bêta)	MEDAF conditionnel (time varying alpha)	Elton et al. (1996)
Bottom 10	- 0,035	- 0,028	- 0,019	- 0,042	- 0,060	0,074	- 0,035
9	- 0,079	- 0,047	- 0,071	- 0,075	- 0,035	- 0,017	- 0,032
8	- 0,061	- 0,044	- 0,045	- 0,054	- 0,056	- 0,047	- 0,107
7	- 0,072	- 0,059	- 0,037	- 0,112	- 0,090	- 0,076	- 0,103
6	- 0,043	- 0,032	- 0,034	- 0,053	- 0,058	- 0,057	- 0,101
5	- 0,037	- 0,057	- 0,042	- 0,093	- 0,047	- 0,070	- 0,092
4	0,000	0,081	- 0,011	- 0,056	- 0,082	- 0,072	-0,025
3	- 0,063	- 0,047	- 0,035	- 0,062	- 0,021	0,015	- 0,039
2	- 0,088	- 0,088	- 0,090	0,048	0,034	- 0,099	0,027
Top 1	0,149	0,066	0,050	0,167	0,089	0,030	0,177
Moyenne	- 0,33	- 0,033	- 0,033	- 0,033	- 0,033	- 0,044	- 0,033
Corrélation de rang de Spearman	0,152	- 0,018	0,212	0,346	0,588*	- 0,236	0,539

Les alphas réalisés sont mesurés par le modèle utilisé pour classer les fonds sur la période de sélection (sauf pour les rentabilités brutes ; dans ce cas, c'est le modèle d'Elton et al. qui est employé). Source : Standard & Poor's Fund Services SARL © 2000 et calculs de l'auteur. *, **, ***, statistiquement significatifs au seuil de risque de 10 %, 5 % et 1 % respectivement.

Tableau 4 – Alphas moyens réalisés sur 1 an par déciles après la sélection à l'aide de différentes mesures de performance (exprimés en pourcentage mensuel et calculés sur une période de sélection de 3 ans) pour les PPS investis en actions entre novembre 1990 et décembre 2000

Décile	Décile formé en utilisant une mesure de performance sur 1 an mesurée par						
	Rentabilité	Ratio de Sortino	Ratio de Sharpe	MEDAF	MEDAF conditionnel (time varying bêta)	MEDAF conditionnel (time varying alpha)	Elton et al. (1996)
Bottom 10	0,011	0,032	0,030	0,035	- 0,030	0,087	- 0,042
9	- 0,084	- 0,096	- 0,101	- 0,137	- 0,047	0,031	- 0,128
8	- 0,117	- 0,128	- 0,121	- 0,152	- 0,118	- 0,042	- 0,105
7	- 0,109	- 0,086	- 0,068	- 0,098	0,016	0,057	- 0,114
6	- 0,083	- 0,104	- 0,119	- 0,077	- 0,103	- 0,077	- 0,076
5	- 0,069	- 0,071	- 0,072	- 0,090	- 0,049	- 0,147	- 0,099
4	- 0,076	- 0,058	- 0,065	- 0,051	- 0,078	- 0,083	- 0,058
3	- 0,057	- 0,039	- 0,049	- 0,083	- 0,067	- 0,136	0,104
2	- 0,026	- 0,046	- 0,038	0,137	- 0,067	- 0,100	- 0,021
Top 1	0,222	0,209	0,216	0,138	0,133	0,031	0,154
Moyenne	- 0,039	- 0,039	- 0,039	- 0,038	- 0,038	- 0,038	- 0,039
Corrélation de rang de Spearman	0,515	0,491	0,479	0,588*	0,030	- 0,515	0,709**

Les alphas réalisés sont mesurés par le modèle utilisé pour classer les fonds sur la période de sélection (sauf pour les rentabilités brutes ; dans ce cas, c'est le modèle d'Elton et al ? qui est employé). Source : Standard & Poor's Fund Services SARL © 2000 et calculs de l'auteur. *, **, ***, statistiquement significatifs au seuil de risque de 10 %, 5 % et 1 % respectivement.

Tableau 5 – Alphas moyens réalisés sur 3 ans par déciles après la sélection à l'aide de différentes mesures de performance (exprimés en pourcentage mensuel et calculés sur une période de sélection de 3 ans) pour les PPS investis en actions entre novembre 1990 et décembre 2000

Décile	Décile formé en utilisant une mesure de performance sur 1 an mesurée par						Elton et al. (1996)
	Rentabilité	Ratio de Sortino	Ratio de Sharpe	MEDAF	MEDAF conditionnel (time varying bêta)	MEDAF conditionnel (time varying alpha)	
Bottom 10	0,042	0,042	0,055	0,020	0,012	0,050	0,011
9	- 0,044	- 0,031	- 0,048	- 0,085	- 0,045	- 0,015	- 0,060
8	- 0,096	- 0,097	- 0,094	- 0,080	- 0,081	- 0,044	- 0,036
7	- 0,096	- 0,085	0,013	- 0,050	- 0,017	- 0,081	- 0,080
6	- 0,054	- 0,067	- 0,088	- 0,085	- 0,072	- 0,057	- 0,114
5	- 0,058	- 0,066	- 0,058	- 0,074	- 0,065	- 0,016	- 0,077
4	0,024	- 0,047	- 0,073	- 0,073	- 0,075	- 0,072	- 0,087
3	- 0,049	- 0,070	- 0,050	- 0,050	- 0,073	- 0,096	- 0,013
2	- 0,016	- 0,031	- 0,037	0,030	- 0,033	- 0,039	- 0,024
Top 1	0,027	0,053	0,059	0,124	0,122	0,037	0,154
Moyenne	- 0,032	- 0,032	- 0,032	- 0,032	- 0,033	- 0,032	- 0,033
Corrélation de rang de Spearman	0,200	0,079	0,139	0,527	0,055	- 0,224	0,200

Les alphas réalisés sont mesurés par le modèle utilisé pour classer les fonds sur la période de sélection (sauf pour les rentabilités brutes ; dans ce cas, c'est le modèle d'Elton et al. qui est employé). Source : Standard & Poor's Fund Services SARL © 2000 et calculs de l'auteur. *, **, ***, statistiquement significatifs au seuil de risque de 10 %, 5 % et 1 % respectivement.

Tableau 6 – Mesure de la persistance de la performance pour les PPS obligataires à l'aide de la méthode de Christopherson et al. pour les PPS obligataires entre novembre 1990 et décembre 2000 (estimation de la performance passée sur 60 mois)

Mesure de la performance passée	t-stats du coefficient de persistance par horizon						
	1 mois	3 mois	6 mois	12 mois	18 mois	24 mois	36 mois
Rentabilité	1,166	3,176***	5,758***	10,478***	12,405***	15,309***	30,338***
Ratio de Sharpe	1,220	3,284***	5,229***	7,632***	9,021***	11,448***	33,187***
Ratio de Sortino	1,112	3,201***	4,960***	7,475***	9,325***	12,155***	27,896***
Alpha de Jensen mono-facteur (FT Oblig UK)	1,233	4,856***	7,631***	13,536***	16,713***	17,425***	16,230***
Alpha de Jensen mono-facteur (FT Oblig UK) conditionnel (<i>time varying beta</i>)	1,948**	5,752***	7,895***	13,080***	19,818***	21,580***	29,547***
Alpha de Jensen mono-facteur (FT Oblig UK) conditionnel (<i>time varying alpha</i>)	0,163	- 0,022	1,235	1,901*	2,396**	2,539**	3,161***
Treynor – Mazuy (FT Oblig UK)	2,314***	6,199***	8,351***	12,273***	17,027***	23,029***	31,213***
Treynor – Mazuy (FT Oblig UK) (<i>time varying beta</i>)	2,026***	5,754***	8,427***	12,284***	15,447***	22,945***	33,178***
Treynor – Mazuy (FT Oblig UK) (<i>time varying alpha</i>)	- 0,194	- 0,627	0,515	1,385	1,991*	2,198**	2,896***

Source : Standard & Poor's Fund Services SARL © 2000 et calculs de l'auteur. *, **, ***, statistiquement significatifs au seuil de risque de 10 %, 5 % et 1 % respectivement.

Tableau 7 – Alphas moyens réalisés sur 1 an par déciles après la sélection à l'aide de différentes mesures de performance (exprimés en pourcentage mensuel et calculés sur une période de sélection de 1 an) pour les PPS obligataires entre novembre 1990 et décembre 2000

Décile	Décile formé en utilisant une mesure de performance sur 1 an mesurée par					
	Rentabilité	Ratio de Sortino	Ratio de Sharpe	MEDAF	MEDAF conditionnel (time varying β)	MEDAF conditionnel (time varying α)
Bottom 10	- 0,042	- 0,085	- 0,085	- 0,086	- 0,113	0,011
9	- 0,102	- 0,083	- 0,088	- 0,080	- 0,095	- 0,085
8	- 0,076	- 0,080	- 0,060	- 0,083	- 0,066	- 0,020
7	- 0,110	- 0,094	- 0,074	- 0,037	- 0,074	- 0,086
6	- 0,084	- 0,074	- 0,090	- 0,079	- 0,067	- 0,088
5	- 0,071	- 0,054	- 0,085	- 0,084	- 0,046	- 0,069
4	- 0,049	- 0,066	- 0,082	- 0,061	- 0,048	- 0,077
3	- 0,075	- 0,072	- 0,073	- 0,077	- 0,096	- 0,082
2	- 0,054	- 0,049	- 0,019	- 0,060	- 0,075	- 0,069
Top 1	0,075	- 0,031	- 0,025	- 0,016	0,015	- 0,076
Moyenne	- 0,065	- 0,066	- 0,066	- 0,066	- 0,066	- 0,064
Corrélation de rang de Spearman	0,442	0,879***	0,588*	0,697**	0,455	- 0,067

Les alphas réalisés sont mesurés par le MEDAF. Source : Standard & Poor's Fund Services SARL © 2000 et calculs de l'auteur. *, **, ***, statistiquement significatifs au seuil de risque de 10 %, 5 % et 1 % respectivement.

Tableau 8 – Alphas moyens réalisés sur 3 ans par déciles après la sélection à l'aide de différentes mesures de performance (exprimés en pourcentage mensuel et calculés sur une période de sélection de 1 an) pour les PPS obligataires entre novembre 1990 et décembre 2000

Décile	Décile formé en utilisant une mesure de performance sur 1 an mesurée par					
	Rentabilité	Ratio de Sortino	Ratio de Sharpe	MEDAF	MEDAF conditionnel (time varying bêta)	MEDAF conditionnel (time varying alpha)
Bottom 10	- 0,070	- 0,052	- 0,047	- 0,073	- 0,118	- 0,014
9	- 0,079	- 0,087	- 0,103	- 0,071	- 0,064	- 0,046
8	- 0,067	- 0,069	- 0,051	- 0,049	- 0,079	- 0,046
7	- 0,092	- 0,077	- 0,067	- 0,059	- 0,066	- 0,052
6	- 0,072	- 0,068	- 0,068	- 0,058	- 0,051	- 0,083
5	- 0,079	- 0,060	- 0,077	- 0,075	- 0,052	- 0,059
4	- 0,018	- 0,048	- 0,080	- 0,063	- 0,033	- 0,045
3	- 0,042	- 0,034	- 0,044	- 0,045	- 0,047	- 0,066
2	- 0,036	- 0,022	0,010	- 0,037	- 0,045	- 0,070
Top 1	0,088	0,024	0,013	0,014	0,028	- 0,028
Moyenne	- 0,052	- 0,052	- 0,051	- 0,052	- 0,053	- 0,051
Corrélation de rang de Spearman	0,588*	0,806***	0,503	0,673**	0,915***	- 0,285

Les alphas réalisés sont mesurés par le MEDAF. Source : *Standard & Poor's Fund Services* SARL © 2000 et calculs de l'auteur. *, **, ***, statistiquement significatifs au seuil de risque de 10 %, 5 % et 1 % respectivement.

Tableau 9 – Alphas moyens réalisés sur 1 an par déciles après la sélection à l'aide de différentes mesures de performance (exprimés en pourcentage mensuel et calculés sur une période de sélection de 3 ans) pour les PPS obligataires entre novembre 1990 et décembre 2000

Décile	Décile formé en utilisant une mesure de performance sur 1 an mesurée par					
	Rentabilité	Ratio de Sortino	Ratio de Sharpe	MEDAF	MEDAF conditionnel (time varying bêta)	MEDAF conditionnel (time varying alpha)
Bottom 10	- 0,126	- 0,087	- 0,085	- 0,136	- 0,134	0,004
9	- 0,054	- 0,096	- 0,115	- 0,100	- 0,087	- 0,078
8	- 0,106	- 0,085	- 0,098	- 0,076	- 0,076	- 0,061
7	- 0,076	- 0,109	- 0,074	- 0,060	- 0,057	- 0,074
6	- 0,092	- 0,063	- 0,061	- 0,075	- 0,063	- 0,039
5	- 0,065	- 0,062	- 0,036	- 0,076	- 0,101	- 0,079
4	- 0,055	- 0,045	- 0,067	- 0,070	- 0,060	- 0,093
3	- 0,077	- 0,078	- 0,078	- 0,067	- 0,084	- 0,082
2	- 0,022	- 0,048	- 0,057	- 0,057	- 0,046	- 0,040
Top 1	0,038	0,066	0,011	0,043	0,031	- 0,098
Moyenne	- 0,067	- 0,067	- 0,066	- 0,067	- 0,068	- 0,064
Corrélation de rang de Spearman	0,649**	0,818***	0,770***	0,830***	0,673**	- 0,588

Les alphas réalisés sont mesurés par le MEDAF. Source : *Standard & Poor's Fund Services* SARL © 2000 et calculs de l'auteur. *, **, ***, statistiquement significatifs au seuil de risque de 10 %, 5 % et 1 % respectivement.

Tableau 10 – Alphas moyens réalisés sur 3 ans par déciles après la sélection à l'aide de différentes mesures de performance (exprimés en pourcentage mensuel et calculés sur une période de sélection de 3 ans) pour les PPS obligataires entre novembre 1990 et décembre 2000

Décile	Décile formé en utilisant une mesure de performance sur 1 an mesurée par					
	Rentabilité	Ratio de Sortino	Ratio de Sharpe	MEDAF	MEDAF conditionnel (time varying bêta)	MEDAF conditionnel (time varying alpha)
Bottom 10	- 0,079	- 0,071	- 0,071	- 0,095	- 0,116	- 0,015
9	- 0,106	- 0,123	- 0,134	- 0,102	- 0,098	- 0,042
8	- 0,103	- 0,082	- 0,064	- 0,074	- 0,070	- 0,077
7	- 0,071	- 0,071	- 0,076	- 0,073	- 0,062	- 0,052
6	- 0,071	- 0,059	- 0,063	- 0,080	- 0,071	- 0,052
5	- 0,049	- 0,075	- 0,053	- 0,072	- 0,070	- 0,054
4	- 0,046	- 0,031	- 0,051	- 0,047	- 0,056	- 0,066
3	- 0,056	- 0,053	- 0,045	- 0,052	- 0,074	- 0,060
2	- 0,012	- 0,015	- 0,015	- 0,021	- 0,013	- 0,041
Top 1	0,069	0,055	0,053	0,087	0,097	- 0,047
Moyenne	- 0,053	- 0,052	- 0,052	- 0,053	- 0,053	- 0,051
Corrélation de rang de Spearman	0,927***	0,855***	0,939***	0,939***	0,758**	- 0,127

Les alphas réalisés sont mesurés par le MEDAF. Source : *Standard & Poor's Fund Services* SARL © 2000 et calculs de l'auteur. *, **, ***, statistiquement significatifs au seuil de risque de 10 %, 5% et 1 % respectivement.