

# Les performances des fonds de pension britanniques investis en actions dépendent-elles des phases de marché ?



**Fabrice Hervé**  
LEG – FARGO  
UMR CNRS 5118  
IAE de Dijon  
Université de Bourgogne\*  
[fabrice.herve@u-bourgogne.fr](mailto:fabrice.herve@u-bourgogne.fr)

**C**réé par la loi n°2003-775 du 21 août 2003 et commercialisé principalement par des sociétés d'assurance et des banques depuis le 21 avril 2004 (décret n° 2004-342), le Plan d'épargne retraite populaire (PERP)<sup>1</sup> représente un moyen de se constituer une épargne complémentaire et individuelle pour la retraite en France. La présence de tels vecteurs d'épargne introduit une part de capitalisation dans le système de retraite français. À la fin novembre 2004, 1 125 000 contrats ont été souscrits par des individus plutôt jeunes (35-45 ans) et pour de faibles primes (Les Échos du 17 janvier 2005). Les incitations fiscales associées à ce produit d'épargne et l'horizon d'investissement de long terme font des PERP des fonds de retraite à cotisations définies assez similaires à ceux existant dans les pays anglo-saxons. Par ailleurs, le PERP, du fait de son horizon de long terme, permet d'investir dans des classes d'actifs risquées telles que les actions, traditionnellement assez peu utilisées dans les contrats d'assurance-vie en France. Ces quelques remarques laissent à penser que le PERP est assez proche des fonds de pension individuels à cotisation définie britanniques : les *Personal Pension Scheme* (PPS). En effet, les PPS sont généralement vendus par des sociétés d'assurance ou des banques ; ils ont connu à leur lancement un engouement assez important<sup>2</sup> (Office of Fair Trading, 1997). Étant donné le faible recul existant sur le PERP, les points communs entre les deux types de fonds et les leçons que peuvent nous apporter les expériences étrangères en matière de retraite par capitalisation, nous nous proposons d'analyser

les performances de PPS investis en actions entre le début des années quatre-vingt-dix et la fin 2004.

La majorité des articles sur les performances des OPCVM investis en actions (par exemple, Elton, Gruber et Blake, 1996 ; ou Blake et Timmerman, 1998) identifient l'existence sinon d'une sous-performance, du moins d'une performance non différente de celle du marché : en moyenne, les fonds ne parviennent pas à réaliser des performances supérieures à celles du marché. Concernant les fonds de retraite, le constat est identique (Lakonishok, Shleifer et Vishny, 1992 ; Coggin, Fabozzi et Rahman, 1993 ; Christopher, Ferson et Glassman, 1998 ; Blake, Lehman et Timmerman, 1999, 2003 ; Thomas et Tonks, 2001 ; Gregory et Tonks, 2004).

Ainsi, en général, les fonds pratiquant une gestion active détruisent ou ne créent pas de valeur. Sur ce point, Moskowitz (2000) soulève une question intéressante : les fonds gérés activement créent-ils de la valeur lorsque l'investisseur est le plus préoccupé par la performance de son investissement ? Autrement dit, on peut se demander si les fonds apportent une couverture partielle contre les mauvais états de la nature (états pendant lesquels la richesse ou le revenu des investisseurs sont faibles, i.e. pendant les récessions). Le mauvais état de la nature correspond dans l'esprit de Moskowitz (2000) à une phase de récession économique. Son analyse s'appuie donc sur la notion de cycle des affaires (cycle économique, *business cycle*). L'identification des phases du cycle économique repose sur l'étude de l'évolution d'un indicateur macro-économique, généralement le PNB. Comme le signalent Lubatkin et Chatterjee (1991), « *il est important de sélectionner un indicateur de cycle qui partage le même horizon temporel que les variables dépendantes utilisées pour évaluer son influence* ». Or, le PNB étant diffusé avec retard, de manière décalée<sup>3</sup>, nous nous sommes tournés vers une variable de marché (indice boursier diffusé de manière régulière) pour étudier l'influence du cycle et des

\* PEG – Boulevard Gabriel, BP 26611, 21066 Dijon Cedex, France. Tél. : +33 (0)3 80 39 35 08, fax : +33 (0)3 80 39 54 88.

– Je remercie mes interlocuteurs chez *Standard & Poor's Fund Services* M. Zahed Omar et Mlle Marina Ivanoff de m'avoir fourni gracieusement les données et les informations relatives à la base de données *UK Individual Pension*. Toutes erreurs ou omissions restantes me sont pleinement imputables.

phases du cycle sur la performance des fonds de pension individuels britanniques.

Dans cet article, nous analysons la performance des fonds de retraite individuels britanniques pendant deux états de la nature (un état favorable de marché des actions haussier et un état défavorable de marché baissier) sur l'ensemble de la période octobre 1990-novembre 2004. Fort peu d'articles ont considéré la performance des fonds de retraite sous cet angle. À notre connaissance, un seul article (Thomas et Tonks, 2001) mène une telle analyse. Cette étude revient à s'interroger sur les capacités des gérants de fonds à *timer* les phases de marché<sup>4</sup>.

L'article s'organise de la manière suivante. Dans une première section, nous abordons la méthode utilisée pour identifier les différentes phases du cycle de marché et nous exposons les résultats de l'utilisation de cette méthode pour le Royaume-Uni. Dans une deuxième section, nous poursuivons en décrivant l'échantillon de fonds de retraite et les différents indices et variables de marché. Enfin, dans une troisième section, après une brève revue de la littérature, nous discutons des effets prévus de la phase du cycle de marché sur les performances des fonds. Ensuite, nous présentons la technique utilisée pour mesurer l'influence de la phase du cycle de marché sur la performance. Nous terminons par une discussion des résultats de notre étude.

## I L'identification des cycles et des phases du marché des actions anglais

Nous commençons par exposer la méthode de détermination des cycles utilisée dans cet article, puis nous présentons les résultats de son application pour le Royaume-Uni entre la fin des années quatre-vingt et fin novembre 2004.

### 1. La détermination des cycles et des phases

Selon Harding et Pagan (2002), il existe deux grandes approches pour localiser les points de changement (*turning points*) d'une série : 1. approche paramétrique 2. approche non paramétrique. La méthode paramétrique fait suite aux travaux de Hamilton (1989). Elle consiste à spécifier et à estimer le processus régissant l'évolution de la variable, puis à employer les paramètres estimés pour identifier les dates de rupture. Les études à la suite d'Hamilton s'appuient sur des processus de type Markov-switching qui considèrent deux régimes : un régime de contraction et un régime d'expansion (Maheu et McCurdy, 2000, et Ramchand et Susmel, 1998 pour les phases sur le marché des actions par exemple). La seconde approche s'inscrit dans une perspective non paramétrique et ne spécifie donc pas de processus gouvernant l'évolution d'une série. Dans ce cadre, pour situer les différentes phases, on analyse la localisation des points de changement (pics et creux – *peaks and troughs*) qui sont des *optima* locaux de la série et ensuite, on situe les phases de hausse généralisée (phase haussière ou d'expansion) et les phases de baisse généralisée (phase baissière ou de contraction). Ce sont les pics et les creux qui permettent de distinguer les phases haussières des phases

baissières. Ce type de méthode a été initié par les travaux de Bry et Boschan (1971) sur les phases du cycle des affaires (*business cycle*).

Dans cet article, nous exploitons la seconde méthode. Harding et Pagan (2003) signalent les avantages d'une telle approche : simplicité de mise en œuvre et facilité d'interprétation. Par ailleurs, un des avantages des approches de type Markov-switching souvent mis en avant est que celles-ci permettent d'identifier *ex-ante* la nature du cycle dans laquelle on se situe, alors que les approches non paramétriques mènent une analyse *ex-post*. Cependant, sur ce point, Harding et Pagan (2003) signalent que les modèles paramétriques ne proposent aucune définition des phases d'expansion ou de récession : c'est seulement *a posteriori*, après l'estimation du modèle que les phases sont identifiées : une phase avec un taux de croissance négatif est considérée comme une récession. Pour un débat sur ces méthodes, le lecteur peut se reporter aux échanges de point de vue entre Hamilton (2003) et Harding et Pagan (2003).

Les travaux de Harding et Pagan (2002) concernant le cycle économique et non financier, nous nous sommes tournés vers les travaux de Pagan et Sossounov (2003) afin d'identifier les phases de marché haussier et baissier (*bear and bull markets*) sur le marché des actions anglais. Ces auteurs adaptent la méthode d'Harding et Pagan (2002) pour l'appliquer à une série boursière représentative d'un marché des actions. Ils proposent d'utiliser la procédure suivante qui comporte deux étapes. Dans un premier temps, les points initiaux de retournement du marché des actions sont décelés en considérant la définition suivante pour un pic : soit  $p_t = \ln(P_t)$  et  $P_t$  le niveau du prix des actions en  $t$ , un pic (creux) existe pour la série  $P_t$  si  $p_t$  est la valeur la plus élevée (faible) sur une fenêtre de largeur 8 mois, soit formellement : la série connaît un pic en  $t$  si  $[p_{t-8}, \dots, p_{t-1} < p_t > p_{t+1}, \dots, p_{t+8}]$  et elle connaît un creux si  $[p_{t-8}, \dots, p_{t-1} > p_t < p_{t+1}, \dots, p_{t+8}]$ . Pour assurer l'alternance entre pic et creux sur l'ensemble de la série (un pic suit toujours un creux et inversement), en présence de multiples pics (creux), seuls les pics (les plus élevés (les creux les plus faibles)) sont retenus.

Dans un second temps, quatre opérations de censure sont pratiquées pour éviter d'identifier des phases fortuites :

1. Élimination des points de retournement sur les 6 premiers et les 6 derniers mois de la série ;
2. Élimination des pics (ou creux) situés à proximité du début ou de la fin de la série qui ont une valeur inférieure (supérieure) aux valeurs de début et de fin de série ;
3. Suppression des cycles complets de durée inférieure à 16 mois ;
4. Exclusion des phases de marché dont la durée est de moins de 4 mois, sauf si la hausse ou la baisse excède 20 % en valeur absolue.

Durant cette phase, l'alternance entre pic et creux est assurée en sélectionnant le pic (creux) le plus élevé (faible) parmi les différents pics (creux) identifiés.

## 2. Résultats pour le marché des actions anglais

L'application de cette procédure aux indices de marché des actions anglais entre janvier 1989 et novembre 2004 conduit à détecter les points de retournement présentés dans le tableau n°2. Pour cerner dans quelle mesure la série conditionne la détermination des phases haussières et baissières, nous avons utilisé 2 indices de marché :

– le *FT Actuaries All Share* : il est représentatif de l'évolution de 98 à 99 % du marché des actions britanniques. Il inclut 705 entreprises au 9 février 2005 et se compose des indices FTSE 100, FTSE 250 et FTSE Small Cap. C'est un indice pondéré par les capitalisations, qui ne considère que le flottant des entreprises cotées et est calculé en temps réel ;

– Le FT 100 : il est composé des 100 plus grosses capitalisations et représente 80 % du marché britannique. Il est le support de nombreux produits financiers (produits dérivés, trackers...).

Tableau 1. Points de retournement du FT All Share et du FT 100 sur la période octobre 1990 – novembre 2004

FT ALL SHARE		FT 100	
Creux	Pic	Creux	Pic
Septembre 1990	Janvier 1994	Septembre 1990	Janvier 1994
Juin 1994	Mai 1998	Juin 1994	Mars 1998
Septembre 1998	Décembre 1999	Septembre 1998	Décembre 1999
Janvier 2003	–	Janvier 2003	–

À l'exception d'un pic, les deux indices conduisent à identifier les mêmes points de retournement. Ces points conditionnent la nature des phases de marché. Nous avons défini les phases de marché de la manière suivante :

– phase haussière : période allant du mois situé juste après le mois du creux jusqu'au mois du pic inclus ;

– phase baissière : période allant du mois situé juste après le mois du pic jusqu'au mois du creux inclus.

L'identification des phases de marché permet de produire les statistiques du tableau n°3. Dans l'annexe 1, nous présentons

Tableau 2. Statistiques sur les indices de marché sur la période octobre 1990 – janvier 2003 et pendant les deux phases de marché sur la même période<sup>5</sup>

Phases	Indice	Durée totale (mois)	Durée moyenne (mois)	Rentabilité moyenne (%/mois)	Volatilité (%/mois)	Maximum (%/mois)	Minimum (%/mois)
–	FT ALL SHARE	148	–	0,688	4,289	– 12,513	+ 10,738
Hausse		102	34	1,862	3,495	– 6,999	+ 10,738
Baisse		46	15,33	– 1,917	4,757	– 12,513	+ 7,500
–	FT 100	148	–	0,690	4,325	– 12,543	+ 10,418
Hausse		100	33,33	1,913	3,574	– 7,907	+ 10,418
Baisse		46	16	-1,858	4,666	– 12,543	+ 8,333

graphiquement les évolutions des indices FT All Share et FT 100 (hors réinvestissement des dividendes) et du FT All Share avec dividendes réinvestis entre septembre 1990 et novembre 2004.

Pour les deux indices de marché, les résultats sont fort proches et sont en accord avec ceux de Pagan et Sossounov (2003) et Gomez Biscarri et Perez de Gracia (2004) : la rentabilité est plus élevée et la volatilité plus faible en phase haussière et les phases de hausses durent plus longtemps que celles de baisse. Étant donné la proximité des résultats pour les 2 indices de marchés, dans l'analyse *infra*, nous utilisons uniquement l'indice le plus représentatif de l'évolution de l'ensemble du marché anglais : le *FT All Share*.

## II L'échantillon de fonds et les variables de marché

Dans cette section, nous présentons l'échantillon de fonds analysés et les différentes variables de marché employées pour notre étude (indices de marché et instruments).

### 1. La base de données sur les individual PPS et les retraitements effectués

Les données concernant les fonds de retraite individuels proviennent de la base de données *UK Individual Pension*<sup>6</sup> de *Standard & Poor's Fund Services*. Au 30 novembre 2004, 3575 fonds différents<sup>7</sup> figuraient dans la base. Les informations sur les fonds sont notamment constituées par les rentabilités mensuelles et des informations qualitatives.

Les informations qualitatives renseignent :

– Le nom et l'organisme promoteur du fonds ;

– La catégorie principale d'actifs dans lequel se spécialise le fonds : actions, obligations, immobilier, monétaire, matières premières ou *asset allocation* (fonds mixtes) ;

– La catégorie détaillée d'actifs : pour les fonds investis en actions, elle précise la spécialisation du fonds (*Closed End Funds, Derivatives, Ecology, Equity, Equity income, Ethical, Finance, Index, Midcaps, Smallcaps, Special Situations & Recovery*) ;

– La région géographique d'investissement.

Étant donné que nous mesurons la performance des fonds au travers des phases du cycle du marché des actions, nous concentrons notre attention sur les fonds principalement investis en actions. En effet, c'est plus particulièrement ces fonds qui sont concernés par les évolutions du marché des actions. Par ailleurs, les actions sont un support privilégié pour les PPS : sur 3575 PPS proposés au Royaume-Uni et figurant dans la base de données de *Standard & Poor's Fund Services* fin novembre 2004, 2072 sont des fonds investis uniquement en actions.

Grâce à ces informations, nous avons sélectionné 688 fonds investissant en actions britanniques. Pour ce faire, nous avons conservé les fonds dont la catégorie détaillée était l'une des suivantes : *equity*, *equity income*, *midcaps* ou *smallcaps* et dont la région géographique est le Royaume-Uni. Pour définir les catégories détaillées, *Standard & Poor's Fund Services* s'appuie sur la classification des *unit trusts* diffusée par l'*Investment Management Association*<sup>8</sup>.

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*. 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 sont logarithmiques 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.

## 2. Les indices de marché et les variables d'information

Les données sur les indices proviennent de *Standard & Poor's Fund Services*.

Outre le FT All Share et le FT 100, les indices et taux de marché utilisés sont les suivants :

- L'indice *FTSE Small Cap* se concentre 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 multifacteur à la Elton, Gruber et Blake (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 5 % du marché des actions britanniques et doivent représenter chacun 50 % de cet indice. Pour le modèle d'Elton, Gruber et Blake (1996), l'indice GV est défini comme la différence entre l'indice *Growth* et *Value* et l'indice SL comme la différence entre le FTSE 100 et l'indice *FTSE Small Cap* ;

- L'indice obligataire *FTA British Government* couvrant l'ensemble des émissions obligataires publiques

(toutes les maturités). Il intervient dans le cadre du modèle d'Elton, Gruber et Blake (1996) ;

- Le taux sans risque est le LIBOR 3 mois.

Dans le cadre des mesures conditionnelles de la performance, nous utilisons les instruments suivants<sup>9</sup> :

- La valeur annualisée retardée du taux sur les bons d'État à un mois (*End of Month level of Eligible Bill 1-month discount rate*) ;

- Le taux de dividende retardé de l'indice FT All Share. Il est calculé comme le rapport entre les paiements de dividendes correspondant à l'indice pour les douze derniers mois et le niveau de l'indice (*Index Price Level*) ;

- La différence retardée entre le taux à long terme sur des emprunts d'État (*End of month level of yield from British Government Securities, 10 year Nominal Zero Coupon*) et le taux sur les bons du Trésor à trois mois ;

- Une variable muette pour le mois de janvier.

Nous n'utilisons pas d'indicateur de prime de qualité retardée sur le marché des obligations d'entreprises, puisque, sur la période d'analyse, le marché des obligations britanniques est dominé par les obligations d'État.

## III L'influence des phases du cycle de marché sur la performance des PPS

Dans cette section, nous rappelons les résultats de la littérature sur le lien entre la performance des fonds gérés activement et le cycle de marché/cycle des affaires et nous poursuivons en émettant des hypothèses quant aux performances attendues durant les différentes phases du cycle de marché. Puis, nous présentons les mesures de performance retenues et la manière dont elles sont adaptées pour prendre en compte l'influence de la phase du cycle. Enfin, nous discutons des performances des fonds sur l'ensemble de la période d'analyse et pendant les différentes phases du cycle du marché des actions britanniques.

### 1. L'effet des phases de marché sur les performances des fonds gérés

Peu d'articles ont abordé l'influence du cycle de marché ou des phases du cycle des affaires sur la performance des investisseurs institutionnels. Dans la littérature sur la performance des fonds mutuels, le traitement de la question des cycles de marché a principalement consisté à mesurer l'influence de la nature du cycle (haussier ou baissier) sur les bêtas des fonds (cf. par exemple Fabozzi et Francis, 1977, 1979 ; Veit et Cheney, 1982). Ces études tentent de cerner si les fonds adoptent des expositions au risque systématique identiques dans un marché haussier et dans un marché baissier. Quelques études s'intéressent à la performance des fonds pendant les différentes phases du cycle de marché ou du cycle des affaires. Nous les passons brièvement en revue ci-après.

Bauman et Miller (1994) disposent de données trimestrielles sur 608 OPCVM américains investis en actions américaines entre décembre 1972 et septembre 1991. L'objet de leur article est de prouver qu'en mesurant la performance

des fonds sur des cycles complets de marché (entre deux pics), il est possible de prédire quels fonds seront les meilleurs sur le prochain cycle de marché. Selon eux, mesurer la performance non ajustée au risque d'un fonds sur un cycle de marché est un moyen de se prémunir contre une mauvaise performance. C'est donc le découpage de la période sur laquelle est évaluée la persistance de la performance qui servirait à identifier les gestionnaires les meilleurs. Ces deux auteurs concluent qu'il est plus utile d'évaluer la performance en prenant en compte les cycles de marché que d'exploiter des mesures de performances ajustées au risque, puisque, dans leur étude, la prise en compte des cycles permet d'identifier les *managers* les plus performants.

Bauman et Miller (1995) reprennent la même méthode et les mêmes fonds et cherchent à cerner l'influence de deux variables sur la performance des fonds : le style de gestion et l'organisation proposant le fonds. Ainsi, ces deux articles intègrent l'existence de phases différenciées d'évolution du marché des actions, mais ils ne permettent pas de savoir si les fonds offrent une forme d'assurance contre les périodes de mauvaise conjoncture boursière.

Kosowski (2001) s'intéresse à 496 fonds mutuels américains investis en actions américaines disposant de plus de dix ans d'historique de données mensuelles sur la période janvier 1962 – décembre 1994. Il évalue la performance des fonds à l'aide de la mesure de Jensen sur les phases du cycle des affaires définies par le *National Bureau of Economic Research* et trouve que les fonds présentent une meilleure performance dans les périodes de récessions que dans les périodes de boom. En outre, il propose de mesurer la performance des fonds en adaptant la mesure de Jensen pour que cette dernière prenne en compte l'existence d'une variable latente représentative de l'état du cycle des affaires : pour ce faire, il a recours à un modèle de type Markov-switching (modélisation initiée par Hamilton, 1989). Ses résultats pour cette mesure confirment que les fonds ont des performances supérieures en période de récession.

Boudry, Lynch et Wachter (2003) étudient, avec des données mensuelles, la performance de 146 fonds mutuels américains investis en actions américaines sur une période allant de janvier 1977 à décembre 1993. Ils ne considèrent que les fonds encore vivants à la fin de leur période d'étude. Pour juger de l'influence du *business cycle*, ils utilisent une évaluation conditionnelle de la performance avec comme variable incarnant le cycle des affaires le taux de dividende d'un indice pondéré par les capitalisations des actions du NYSE. Leur analyse montre que les fonds voient leur performance non expliquée par le marché croître en phase de conjoncture basse.

Enfin, Thomas et Tonks (2001) disposent de données trimestrielles pour un échantillon de 2175 fonds de pension d'entreprise anglais sur la période mars 1983-décembre 1997. Leur article ne traite pas spécifiquement de l'influence de la nature de la conjoncture boursière sur la performance. Cependant, durant leur développement, les deux auteurs tentent de mesurer la sélectivité et la capacité d'anticipation des évolutions de court terme du marché sur des sous-périodes correspondant à trois phases du marché des actions identifiés graphiquement :

1. marché fortement haussier : 1<sup>er</sup> trimestre 1983 – 3<sup>e</sup> trimestre 1987 ;
2. marché avec une croissance ralentie, mais peu volatil : 4<sup>e</sup> trimestre 1987 – 2<sup>e</sup> trimestre 1992 ;
3. marché avec une croissance ralentie avec une volatilité accrue : 3<sup>e</sup> trimestre 1992 – 4<sup>e</sup> trimestre 1997.

Pendant la phase haussière, les fonds de pension sous-performent le marché, alors que dans les deux autres phases, ils réalisent une performance supérieure au marché.

Les résultats de la littérature conduisent à formuler les deux hypothèses suivantes :

H0 : en période de baisse, les *individual PPS* devraient présenter des capacités à sélectionner les titres et posséder des alphas de Jensen différents de zéro et positifs en moyenne.

H1 : en période de hausse, les *individual PPS* devraient posséder des alphas de Jensen non différents de zéro, voire négatifs en moyenne.

## 2. Présentation des mesures de performance

Dans cet article, nous utilisons des mesures de performance non conditionnelles et des mesures conditionnelles reposant sur l'alpha de Jensen. Pour toutes ces mesures, nous considérons deux modèles d'évaluation : le MEDAF (modèle d'évaluation des actifs financiers) et le modèle d'Elton, Gruber et Blake (1996). Ce dernier est un modèle multifacteur. En plus de l'indice de marché, il introduit dans le calcul de l'alpha un indice obligataire, l'indice SL et l'indice GV (cf. *supra* pour une définition des indices).

Les mesures conditionnelles de la performance utilisées sont constituées par l'alpha de Jensen conditionnel avec un *time varying beta*, soit :

$$R_{p,t+1} - R_{f,t+1} = \alpha_p + \beta_p(z_t)(R_{M,t+1} - R_{f,t+1}) + \varepsilon_{p,t+1} \text{ et } \beta_p(z_t) = \beta_0 + B'z_t \quad (1)$$

avec  $R_{p,t+1}$  la rentabilité du portefeuille p en t + 1,  $R_{M,t+1}$  celle du portefeuille de marché en t + 1,  $R_{f,t+1}$  le taux sans risque,  $\alpha_p$  l'alpha de Jensen,  $\beta_p(z_t)$  le *time-varying* bêta (TVB par la suite) où  $\beta_0$  est un « bêta moyen », i.e. le bêta lorsque toutes les variables d'information sont égales à leurs moyennes et  $B'z_t$  mesure le TVB conditionnel.  $z_t = Z_t - E(Z_t)$  et  $Z_t$  constitue un vecteur de variables d'information retardées exprimant l'information disponible en t (avant que le manager ne fasse ses choix de portefeuille pour t + 1) et  $\varepsilon_{p,t+1}$  le terme d'erreur.  $z_t$  est un vecteur constitué par les écarts des  $Z_t$  à leurs moyennes non conditionnelles<sup>10</sup>. Les éléments du vecteur mesurent la sensibilité des bêtas conditionnels aux déviations des variables d'information  $Z_t$  de leurs moyennes. Cette méthode conditionnelle étant valable pour des modèles multifacteurs, nous l'utilisons aussi avec le modèle d'Elton, Gruber et Blake (1996).

Christopherson, Ferson et Glassman (1998) proposent un raffinement de la mesure (1) : le *time-varying* alpha. Elle

procède du même raisonnement que la mesure de Ferson et Schadt (1996), sauf que dans ce cas, le bêta et l'alpha peuvent varier dans le temps, soit :

$$R_{p,t+1} - R_{f,t+1} = \alpha_p(z_t) + \beta_p(z_t)(R_{M,t+1} - R_{f,t+1}) + \varepsilon_{p,t+1}, \quad \beta_p(z_t) = \beta_0 + B'z_t \text{ et } \alpha_p(z_t) = \alpha_0 + A'z_t \quad (2)$$

$\alpha_p(z_t)$  est le *time-varying* alpha (TVA dans ce qui suit). À un point du temps, il est fonction des variables d'information à ce moment. N'ayant pas à l'esprit de date particulière, nous évaluons, comme le font Christopherson, Ferson et Turner (1999), chaque variable d'information par sa valeur espérée, i.e. sa moyenne. Puisque ces variables sont formulées en écart à leur moyenne ( $z_t = Z_t - E(Z_t)$ ), leurs moyennes sont nulles et l'alpha conditionnel est donc  $\alpha_0$ . Nous utiliserons donc, dans l'étude empirique *infra*,  $\alpha_0$  comme alpha conditionnel de type TVA.

Par ailleurs, en nous appuyant sur les travaux de Fabozzi et Francis (1979), nous complétons l'ensemble de ces mesures<sup>11</sup> en introduisant une variable muette représentative de la phase du cycle de marché de la manière suivante :

$$R_{p,t+1} - R_{f,t+1} = \alpha_p(z_t) + \alpha_{CYC}D_{t+1} + \beta_p(z_t)(R_{M,t+1} - R_{f,t+1}) + \beta_{CYC}D_{t+1}(R_{M,t+1} - R_{f,t+1}) + \varepsilon_{p,t+1} \quad (3)$$

Dans le modèle de type BULL,  $D_{t+1}$  est égale à 1 lorsque le marché est en phase haussière et 0 sinon. Dans le modèle de type BEAR,  $D_{t+1}$  est définie de manière opposée.

Dans (3),  $\alpha_{CYC}$ , lorsque le modèle est de type BULL, mesure le différentiel de performance produit en cas de hausse du marché des actions,  $\beta_{CYC}$  le différentiel de risque systématique assumé en cas de hausse du marché des actions,  $\alpha_0$  la performance conditionnelle obtenue en marché baissier et  $\beta_0$  le bêta conditionnel en cas de baisse du marché (pour le modèle de type BULL, ces indications doivent être inversées). Le fait d'utiliser une seule variable muette à la fois (relative à l'alpha ou au bêta) altère fort peu les résultats des régressions : les résultats sont peu différents de ceux présentés ci-dessous.

### 3. La performance des fonds de pension individuels britanniques

Les résultats des différentes mesures de performance des *individual PPS* sur l'ensemble de la période octobre 1990 — novembre 2004 apparaissent dans l'annexe 2. Dans le tableau A de l'annexe 2 apparaissent les résultats des mesures de performance pour un fonds équilibré composé de tous les PPS ayant un historique complet sur la période<sup>12</sup>.

Lorsque l'on ne considère pas l'influence de la nature de la phase du marché dans la mesure de performance (MEDAF et Elton, Gruber et Blake — appelé EGB dans ce qui succède — conditionnels, TVB et TVA), les fonds présentent une performance négative quels que soient le modèle et le type de mesure. L'alpha est négatif et significatif pour peu de mesures. Les performances de ces fonds sont en accord avec l'hypothèse d'efficacité des marchés de forme semi-forte. Les bêtas des fonds sont assez proches et stables (autour de

0,92-0,95). Les PPS adoptent, en moyenne, une attitude défensive. Enfin, les  $R^2$  ajustés montrent que le modèle EGB permet de mieux expliquer les performances des PPS que le MEDAF et que les mesures conditionnelles sont plus explicatives que les mesures non conditionnelles. Parmi les PPS analysés, certains fonds détiennent certainement des proportions significatives de titres de petite capitalisation ou d'actif obligataire.

En se tournant vers les mesures de performance considérant l'influence de la phase de marché sur la performance des fonds, nous observons que les alphas sont négatifs pour toutes les mesures et tous les modèles. Par ailleurs, ils sont significatifs pour le modèle EGB BEAR non conditionnel et TVB et pour le MEDAF BEAR et BULL TVA. Ceci suggère deux éléments : d'une part, les mesures de type TVA se démarquent des autres mesures et d'autre part, les fonds produisent des performances plus faibles en phase haussière.

Les bêtas des fonds sont proches de ceux obtenus dans le cas hors phase du cycle de marché. Les alphas et les bêtas différentiels ne sont jamais différents de zéro. Le coefficient traduisant l'effet de la phase haussière sur les alphas des fonds est, en général, positif, ce qui induit que les fonds en phase haussière voient leur performance croître en moyenne durant cette phase. Quant au coefficient reportant ce même effet sur le bêta du fonds moyen, il est négatif pour le MEDAF et positif pour le modèle EGB. Dans le cas où les deux coefficients différentiels sont simultanément positifs (EGB), l'explication de l'amélioration de la performance en phase haussière résulte d'une plus grande exposition des portefeuilles des fonds au marché (assimilable à du *market timing*) et dans la sélection des titres. Dans le cas où les deux coefficients sont de signe opposé (MEDAF), l'amélioration de la performance tient uniquement à une meilleure capacité de la part des gérants à sélectionner les titres. Enfin, les coefficients d'ajustement des régressions conduisent aux mêmes remarques que ci-dessus : les mesures conditionnelles et le modèle EGB accroissent le pouvoir explicatif des régressions.

Ces quelques remarques vont dans le sens d'un rejet de  $H_0$  et d'une acceptation de  $H_1$ . En outre, ceci corrobore l'hypothèse d'efficacité des marchés.

Néanmoins, les régressions analysées jusqu'ici ne concernent que le fonds moyen et ne s'intéressent pas individuellement et directement aux fonds. De plus, les coefficients pour les fonds moyens sont très souvent non significatifs. Nous faisons figurer, dans le tableau B l'annexe 2, les résultats des régressions individuelles<sup>13</sup>.

Hors influence de la phase du cycle de marché, les données individuelles confirment le constat de sous-performance des fonds : le nombre d'alphas négatifs est beaucoup plus important que le nombre d'alphas positifs et ceci prévaut aussi pour le nombre de coefficients significatifs. Les PPS pratiquant une gestion active réalisent donc des performances inférieures à celle du marché. Il en est de même pour les bêtas des fonds : les PPS adoptent des expositions défensives face au risque de marché. Enfin, les  $R^2$  ajustés des régressions augmentent pour le modèle EGB et pour les mesures conditionnelles.

Au regard des résultats des régressions individuelles, l'influence de la phase du cycle de marché sur la perfor-

mance est plus importante que pour les régressions moyennes<sup>14</sup>. Quelques grandes tendances se dégagent.

Le nombre d'alphas négatifs (négatifs et significatifs) est beaucoup plus grand que le nombre d'alphas positifs (positifs et significatifs). Si l'on compare les valeurs obtenues entre les modèles BEAR et BULL, on constate que le nombre d'alphas négatifs (négatifs et significatifs) est, en général, plus élevé pour le modèle BEAR. À l'inverse, le nombre d'alphas positifs et significatifs est plus important pour le modèle BULL. Ceci veut donc dire que les fonds réalisent des performances plus faibles que celle du marché en phase haussière du marché et plus élevées en phase baissière. Enfin, les nombres d'alphas négatifs et négatifs et significatifs pour le modèle BULL sont presque systématiquement plus faibles que les mêmes quantités calculées avec les mesures évacuant l'influence du cycle (MEDAF et EGB). Les quantités d'alphas positifs et positifs et significatifs pour le modèle BULL sont toujours supérieures ou égales aux mêmes quantités pour les modèles EGB et MEDAF.

Ces remarques laissent à penser que les hypothèses H0 et H1 se vérifient pour les PPS : les individual PPS protègent les investisseurs contre les évolutions défavorables du marché. Ce propos est à nuancer puisque le nombre de fonds produisant un alpha positif et significatif en phase de baisse est faible relativement au nombre de fonds ayant un alpha négatif et différent de zéro durant la même phase.

Pour les modèles BULL et BEAR, le nombre de bêtas inférieurs à l'unité (inférieurs à un et significatifs) est toujours nettement plus important que le nombre de coefficients de risque systématique supérieurs à un, ce qui confirme l'attitude défensive des PPS. Les bêtas statistiquement inférieurs à un sont plus nombreux pour le modèle BEAR ; le constat est identique pour les bêtas significativement supérieurs à un pour le modèle BEAR associé à des mesures conditionnelles. Les PPS adoptent donc des attitudes plus extrêmes en situation haussière : ils se livrent à du *market timing* sur les phases du cycle de marché (pervers dans le cas où les bêtas sont plus petits que l'unité).

Le coefficient  $\alpha_{p\text{CYC}}$  était généralement positif pour le fonds moyen avec le modèle BULL. En mettant en relation les valeurs des coefficients moyens et le nombre de coefficients  $\alpha_{p\text{CYC}}$  positifs et négatifs, on voit que lorsque le coefficient moyen est positif, le nombre de  $\alpha_{p\text{CYC}}$  positifs est plus important que pour les  $\alpha_{p\text{CYC}}$  négatifs. Toutefois, aucune tendance claire ne se dégage si l'on consulte les quantités des mêmes coefficients significatifs. Cela pourrait expliquer l'absence de coefficients moyens  $\alpha_{p\text{CYC}}$  significatifs.

Le fait d'être en situation de hausse du marché semble conduire les PPS à accroître significativement l'exposition de leurs portefeuilles au marché : les nombres de  $\beta_{p\text{CYC}}$  inférieurs à zéro et statistiquement négatifs sont plus faibles que les mêmes nombres pour les coefficients positifs et significatifs pour le modèle BULL et ils sont moindres pour le modèle BULL relativement au modèle BEAR. Cette remarque amène à envisager que les PPS réussiraient à pratiquer un *market timing* efficace des phases de marché. Ce fait est tout à fait compatible avec la remarque précédente au sujet du *market timing*. En effet, il est possible que les individus qui accroissent significativement leur risque systématique soient les mêmes que ceux qui possèdent un

bêta supérieur à un en phase de hausse. De plus, les fonds ayant un bêta statistiquement inférieur à un et faible peuvent l'accroître en phase de hausse (et donc pratiquer un *market timing* efficace) tout en conservant une attitude défensive face au risque de marché.

Enfin, les  $R^2$  ajusté des fonds confirment les observations émises lors de l'analyse des régressions pour les fonds moyens : l'utilisation du modèle EGB et des mesures conditionnelles accroît la qualité de l'ajustement. Par ailleurs, le modèle EGB explique mieux les rentabilités de l'ensemble des fonds, puisque l'écart entre le coefficient de détermination ajusté moyen et médian est plus faible que pour le MEDAF.

## IV Conclusion

L'étude de la performance de long terme des fonds de pension individuels gérés activement permet de dégager quelques enseignements utiles pour le choix d'un fonds par un individu désireux de se constituer une épargne complémentaire pour sa retraite. En premier lieu, la gestion active ne permet pas de s'affranchir de l'efficience des marchés : les PPS présentent des performances inférieures ou non différentes du marché en général. En deuxième lieu, au vu des régressions pour les fonds moyens, la première hypothèse testée dans cet article semble infirmée alors que la seconde est confirmée. Cependant l'étude des régressions individuelles amène à nuancer le rejet de la première hypothèse. Ainsi, certains PPS protègent les individus contre les phases baissières de marché en produisant un alpha positif et significatif. En troisième lieu, les PPS pratiquent un *market timing* des phases de marché qui peut se révéler efficace : en marché haussier, les gestionnaires de fonds accroissent l'exposition de leur portefeuille au marché.

Nos résultats sont moins tranchés que dans la littérature : les fonds réalisent de moindres performances en marché haussier et certains fonds protègent les investisseurs en marché baissier. De tels résultats justifient l'intérêt d'investir dans des fonds pratiquant une gestion active.

Certaines pistes de recherches futures sont à envisager. Plutôt que d'opérer une distinction entre phases haussières et baissières, il serait peut-être judicieux de découper la période d'étude de la performance en périodes calmes et agitées. D'ailleurs, un fait stylisé identifié dans la littérature traitant des propriétés statistiques des séries boursières est que les périodes de rentabilités importantes (faibles) – en valeur absolue – sont suivies de périodes de fortes (faibles) rentabilités – en valeur absolue<sup>15</sup>. Ce phénomène est appelé *volatility clustering*. L'existence de *volatility clustering* a été identifiée pour différentes fréquences d'échantillonnage : journalière, hebdomadaire et mensuelle (Bollerslev et Ghysels, 1994 ; Jacobsen et Dannenburg, 2003). La mesure de la performance mériterait donc d'être appréciée sur des périodes définies en fonction cet élément, c'est-à-dire en distinguant les périodes de forte volatilité (périodes d'agitation) et de faible volatilité (périodes calmes)<sup>16</sup>.

Enfin, l'étude du lien entre performance, phase du cycle de marché et caractéristiques individuelles des fonds apporterait des éléments de réponse sur les facteurs individuels explicatifs de la performance des fonds. Cela fournirait

1. Fin décembre 2004, 446 000 PERP ont été commercialisés par le Crédit Agricole, 227 252 par la Caisse d'Épargne, 150 000 par AXA et 71 500 par la Société Générale.
2. D'après cet organisme (OFT), « le démarrage des fonds de retraite individuels a été bien plus rapide que ce qui avait été anticipé. Entre leur introduction en 1988 et avril 1993, le nombre de salariés possédant de tels fonds a atteint 5,7 millions ». Dans les Échos du 17 janvier 2005, Ch. Roze, directeur produit aux AGF, notait que « le marché du PERP poursuivra très certainement son essor en 2005 sur la même tendance que celle observée en 2004. Le nombre de porteurs devrait pouvoir atteindre 2,5 millions en fin d'année ».
3. Lubatkin et Chatterjee (1994) soulignent que le PNB mesure la performance économique passée.
4. Ce qui diffère des mesures de *market-timing* utilisées dans les études sur les performances des fonds, puisque celles-ci analysent le *timing* à horizon d'un mois (court terme).
5. Nous présentons les statistiques sur cette période, car depuis fin janvier 2003 le marché des actions anglais est entré en phase haussière, mais celle-ci n'est pas encore terminée au regard de la méthode de détermination des cycles. L'analyse empirique *infra* porte sur la période octobre 1990 - novembre 2004, car la performance réalisée en marché haussier depuis février 2003 apporte des informations sur les capacités des gérants à s'accommoder des phases de marché. Enfin, les statistiques du tableau n°3 ne sont que peu affectées par l'inclusion de la période février 2003-novembre 2004 dans les calculs.
6. C'est le nom figurant sur le site Internet de la société *Standard & Poor's Fund Services* : [www.funds-sp.com](http://www.funds-sp.com).
7. Certains fonds apparaissent deux fois dans la base avec comme catégorie « Second Unit ». Ces fonds sont des doublons d'autres fonds de la base et sont réservés à certains types d'investisseurs ou de contrats financiers.
8. Les fonds *equity* et *equity income* sont définis par *Standard & Poor's Fund Services* comme ayant un « portefeuille investi au moins à 80% en actions britanniques ou produits semblables. Ce portefeuille peut avoir un objectif d'appréciation du capital et/ou du revenu ». De manière similaire, les fonds *smallicaps* ou *midcaps* possèdent un « portefeuille investi au moins à hauteur de 80% en valeurs de petites et moyennes sociétés ou produits semblables. Ce portefeuille peut avoir un objectif d'appréciation du capital et/ou du revenu. La répartition des fonds au sein des catégories (*equity* ou *equity income* / *midcaps* ou *smallicaps*) est effectuée par *Standard & Poor's Fund Services*.
9. À l'exception du taux de dividende sur le *FT All Share* qui provient de *Datastream*, l'ensemble des données relatives aux instruments ont été télé-

chargées sur le site internet de la Banque d'Angleterre : <http://www.bankofengland.co.uk>.

10. Ferson et Schadt (1996) précisent qu'ils soustraient leurs moyennes aux variables d'informations pour des raisons de simplification de l'exposition de leur propos (note 4 p 430). Cependant, cette opération connaît des justifications autres : Ferson, Sarkissian et Simin (1999) ont montré que la « démoynisation » (*demeaned variables*) des variables d'information était préférable dans les études conditionnelles.
11. Nous présentons le modèle de mesure pour le TVA. Pour les autres modèles, il suffit d'ôter certaines variables de la régression.
12. D'autres mesures de performance ont été effectuées pour les fonds ayant un historique d'au moins 72 et d'au moins 125 mois. Les résultats pour ces échantillons étant très proches de ceux figurant en annexe de fonds, nous avons choisi, par souci de brièveté de ne pas les présenter ici. Néanmoins, ils sont disponibles sur demande. Il convient de noter que pour ces deux autres séries de résultats, les fonds auront tous connus au moins un cycle de marché complet (une phase de hausse et une phase de baisse). Ces tailles d'historique ont été sélectionnées en relation avec les phases de cycle de marché identifiées précédemment pour le FT All Share (cf. tableau n°2 *supra*).
13. Pour les deux autres échantillons de fonds considérés, les résultats sont similaires et sont disponibles sur demande. Pour plus de précision, le lecteur peut se reporter à la note n° 12.
14. Sous l'hypothèse nulle de performance anormale (alpha de Jensen) égale à zéro et en supposant N tirages de Bernoulli indépendant (alpha différent de zéro vs alpha égal à zéro), le t-stat associé au fait de trouver n valeurs significatives au seuil de 5 % sur N est  $[n/N-0.05]/[(0.05)(0.95)/N]^{1/2}$ . Pour les trois échantillons en considérant la réalisation la plus faible du nombre d'alphas significativement différents de zéro (12+2 pour N=161 ; 15+5 pour N=230 et 13+3 pour N=189), on trouve des t-stats supérieurs à 2,15 (cf. Ferson et Qian (2004) pour une application de cette statistique à la significativité de F-stats d'un ensemble de régressions).
15. Mandelbrot (1963) écrivait : « ... large changes tend to be followed by large changes, of either sign, and small changes tend to be followed by small changes... » introduisant ainsi la notion de « volatility clustering ».
16. Ici, les statistiques sur les rentabilités et risque des différentes phases sont en accord avec ce fait, mais c'est au niveau agrégé (la volatilité est mesurée sur l'ensemble des périodes de hausse et baisse respectivement) que cela se vérifie. Le découpage entre périodes de calme et d'agitation suppose de définir les phases en fonction de l'évolution, non pas des évolutions du prix de l'indice de marché comme nous l'avons fait, mais en fonction de l'évolution de la volatilité.

## BIBLIOGRAPHIE

Bauman W. S., R. E. Miller (1995), « Portfolio Performance Rankings in Stock Market Cycles », *Financial Analysts Journal*, 51(2), March-April, p. 79-87.

Bauman W. S., R. E. Miller (1994), « Can Managed Portfolio Performance Be Predicted? », *The Journal of Portfolio Management*, 20(4), Summer, p. 31-40.

Blake D., B. Lehman, A. Timmermann (1999), « Asset allocation dynamics and pension funds performance », *Journal of Business*, 72(4), p. 429-461.

Blake D., B. Lehman, A. Timmermann (2003), « Performance Clustering and Incentives in the UK Pension Funds Industry », *Journal of Asset Management*, 3(2), p. 173-194.

Blake D., A. Timmermann (1998), « Mutual fund performance: evidence from UK », *European Finance Review*, 2, p. 57-77.

Bollerslev T., E. Ghysels (1994), « On periodic autoregressive conditional heteroskedasticity », CIRANO Working Paper n°94s-3.

Boudry W., W. A. Lynch, J. Wachter (2003), « Does Mutual Fund Performance Vary over the Business Cycle? », Working Paper No. SC-AM-03-03, Stern School of Business.

British Invisibles (2000), *City Business Series 2000 – Statistical Update, Fund Management*, British Invisibles, London

Bry G., C. Boschan (1971), « Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs », Technical Paper n° 20, NBER, New York.

Christopherson J. A., W. Ferson, D. A. Glassman (1998) « Conditioning manager alphas on economic information: Another look at the persistence of performance », *Review of Financial Studies*, 11(1), 111-142.

Christopherson J. A., W. Ferson, A. L. Turner (1999) « Performance evaluation using conditional alphas and betas », *Journal of Portfolio Management*, Fall, p. 59-72.

Coggin T. D., F. J. Fabozzi, S. Rahman (1993), « The investment performance of US equity pension funds managers », *Journal of Finance*, 48, p. 1039-1056.

Curry et O'Connell (2003), *The Pension Landscape*, Pension Policy Institute.

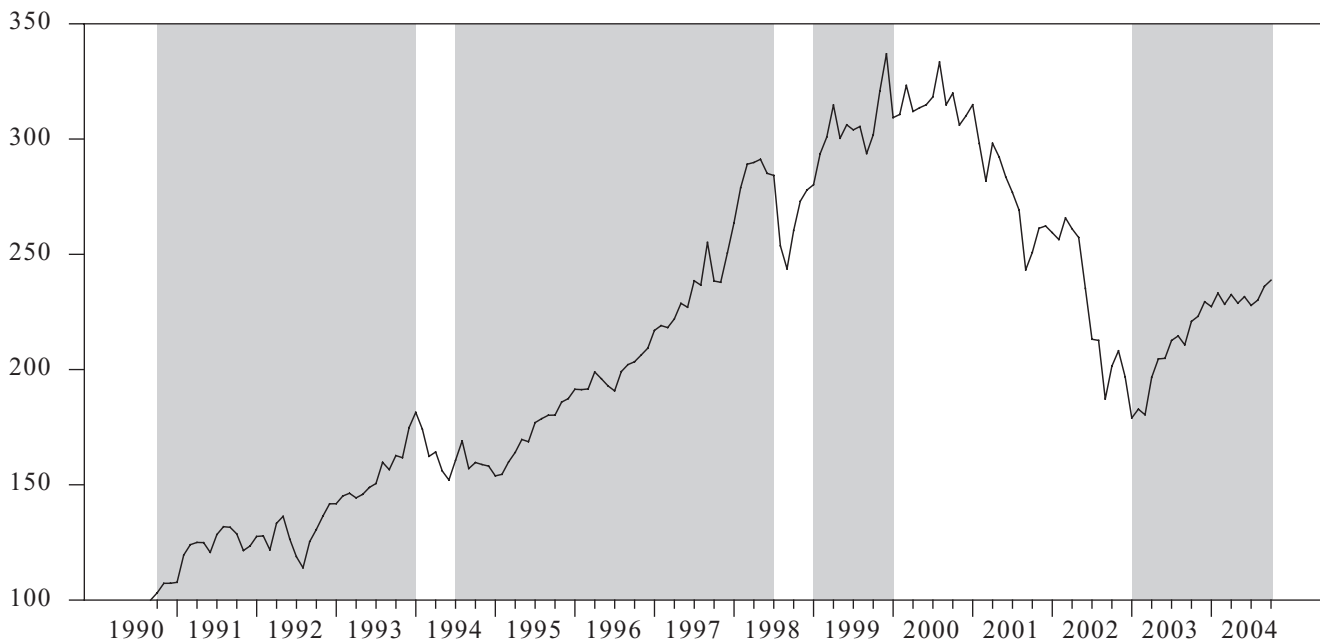
Department of Work and Pension (2004), *The Pensioner's Income Series 2002/2003*, Office for National Statistics.

Elton E. J., M. J. Gruber, C. R. Blake (1996), « The Persistence of Risk-Adjusted Mutual Fund Performance », *Journal of Business*, 69(2), p. 133-157.

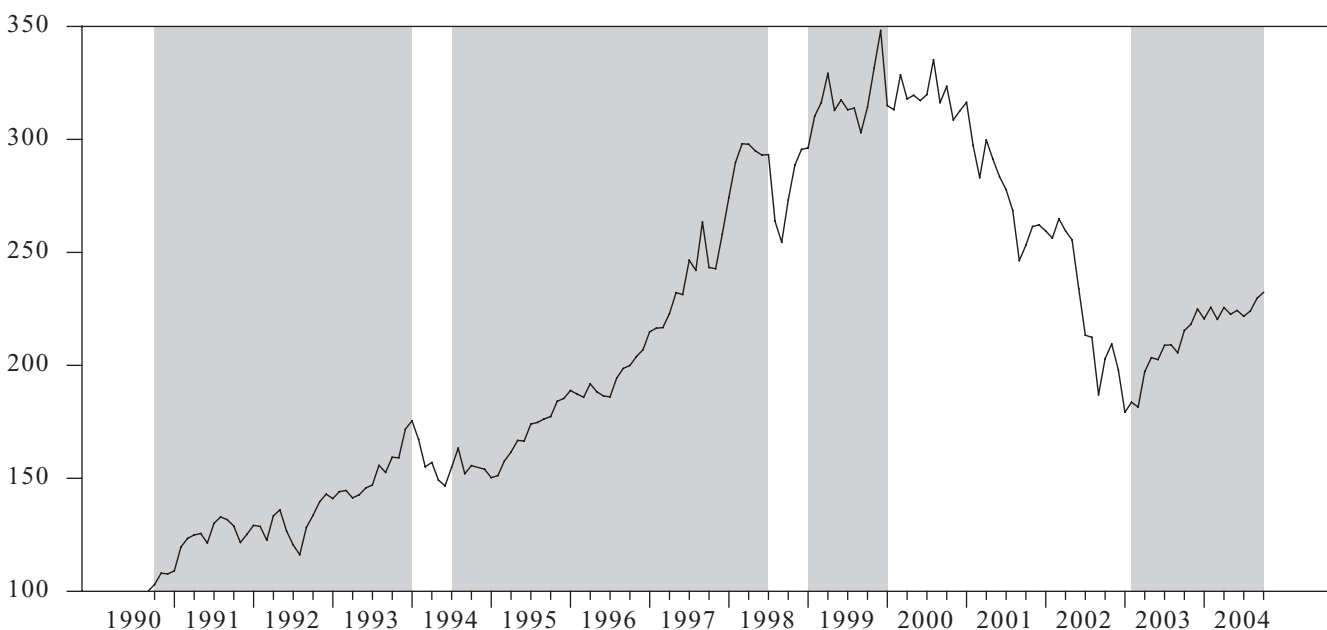
- Fabozzi F. J., J. C. Francis (1977), « Stability tests for alphas and betas over bull and bear market conditions », *Journal of Finance*, 32, p. 1093-1099.
- Fabozzi F. J., J. C. Francis (1979), « Mutual fund systematic risk for bull and bear markets: An empirical examination », *Journal of Finance*, 34(5), p. 1243-1250.
- Ferson W., M. K. Qian (2004), « Conditional Performance Evaluation, Revisited », Research Foundation of the AIMR Monography.
- Ferson W. E., S. Sarkissian, T. Simin (1999), « Spurious regressions in financial economics », University of Washington Working Paper.
- Ferson W. E., R. W. Schadt (1996), « Measuring Fund Strategy And Performance In Changing Economic Conditions », *Journal of Finance*, 51(2), June, p. 425-461.
- Gómez Biscarri J., F. Pérez de Gracia (2004): « Stock market cycles and stock market development in Spain », *Spanish Economic Review*, 6, p. 127-151.
- Gregory A., I. Tonks (2004), « Performance of personal pension scheme in the UK », Discussion Paper n°22 FMG/UBS Series, London School of Economics.
- Hamilton J. D. (1989), « A new approach to the economic analysis of nonstationary time-series and the business cycle », *Econometrica*, p. 357-384.
- Hamilton J. D. (2003), « Comments on « A comparison of two business cycle dating methods » », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27, p. 1691-1693.
- Harding D., A. Pagan (2002), « A comparison of two business cycle dating methods », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27, p. 1681-1690.
- Harding D., A. Pagan (2003), « Rejoinder to James Hamilton », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27, p. 1695-1698.
- Jacobsen B., D. Dannenburg (2003), « Volatility Clustering in Monthly Stock Returns », *Journal of Empirical Finance*, 10(4), p. 479-503.
- Kosowski R. (2001), « Do Mutual Funds Perform when it Matters Most to Investors? US Mutual Fund Performance and Risk during Recession and Boom Periods (1962-1994) », Financial Market Group Working Paper, London School of Economics.
- Lakonishok J., A. Shleifer, R. Vishny (1992), « The Structure and Performance of the Money Management Industry », *Brookings Papers: Microeconomics*, p. 339-391.
- Lubatkin M., S. Chatterjee (1991), « The Strategy-Shareholder Value Relationship: Testing Temporal Stability across Market Cycles », *Strategic Management Journal*, 12(4), May, p. 251-270.
- Lubatkin M., S. Chatterjee (1994), « Extending Modern Portfolio Theory into the Domain of Corporate Diversification: Does it Apply? », *The Academy of Management Journal*, 37(1), February, p. 109-136.
- Maheu J., Th. Mc Curdy (2000), « Identifying bull and bear markets in stock returns », *Journal of Business and Economic Statistics*, 18, p. 100-112.
- Mandelbrot B. (1963), « The variation of certain speculative prices », *Journal of Business*, 36, p. 394-419.
- Moskowitz T. J. (2000), « Discussion of Mutual Fund Performance: An Empirical Decomposition into Stock-Picking Talent, Style, Transactions Costs, and Expenses », *Journal of Finance*, 55, p. 1695-1704.
- Office of Fair Trading (1997), *Report of the Director General's Inquiry into pensions*, Office of Fair Trading.
- Pagan A. R., K. A. Sossounov (2003), « A simple framework for analyzing bull and bear markets », *Journal of Applied Econometrics*, 18, p. 23-46.
- Pension Commission (2004), *Pensions: Challenges and Choices : The First Report of the Pensions Commission*.
- Ramchand L., R. Susmel (1998), « Volatility and cross correlation across Major Stock Markets », *Journal of Empirical Finance*, 5, p. 397-416.
- Thomas A., I. Tonks (2001), « Equity Performance of Segregated Pension Funds in the UK », *Journal of Asset Management*, April, 1(4), p. 321-343.
- Veit E. T., J. M. Cheney (1982), « Are mutual funds market timers? », *The Journal of Portfolio Management*, 8(2), p. 35-42.
- Whitehouse E. (1998), « Pension Reform in Britain », World Bank Social Protection Discussion Paper 9810.

# Annexe 1. Évolutions des indices FT All Share et FT 100 (hors réinvestissement des dividendes) et du FT All Share avec dividendes réinvestis entre septembre 1990 et novembre 2004 (les périodes grisées sont les périodes de marché haussier)

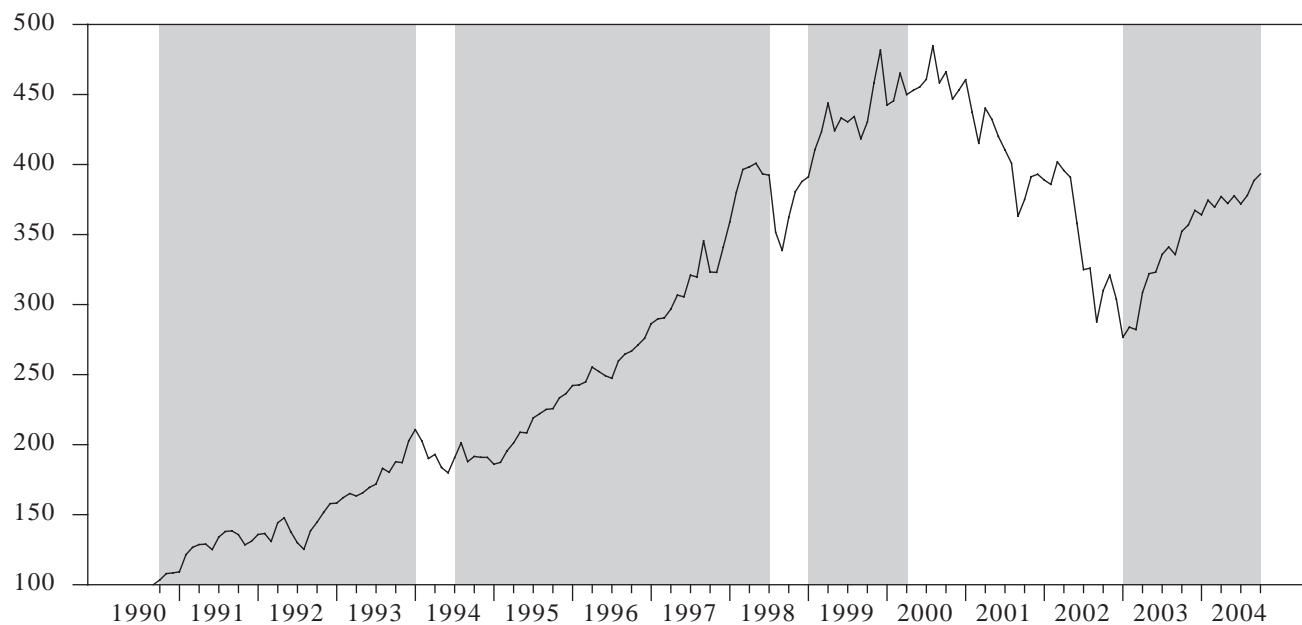
Évolutions du FT All Share (hors réinvestissement des dividendes) entre septembre 1990 et novembre 2004 (les périodes grisées sont les périodes de marché haussier et septembre 1990 = base 100)



Évolutions du FT 100 (hors réinvestissement des dividendes) entre septembre 1990 et novembre 2004 (les périodes grisées sont les périodes de marché haussier et septembre 1990 = base 100)



Évolutions du FT All Share avec dividendes réinvestis entre septembre 1990 et novembre 2004 (les périodes grisées sont les périodes de marché haussier et septembre 1990 = base 100)



## Annexe 2. Résultats des mesures de performance pour les *individual PPS* entre octobre 1990 et novembre 2004

Tableau A. Mesures de Jensen des portefeuilles équilibrés des PPS investis en actions anglaises entre octobre 1990 et novembre 2004 pour les fonds disposant d'un historique d'au moins 170 mois (N = 161)

Type de mesure de performance	Modèle de mesure	$\alpha_p$	$\beta_p$	$\alpha_{p \text{ BULL}}$	$\beta_{p \text{ BULL}}$	$\alpha_{p \text{ BEAR}}$	$\beta_{p \text{ BEAR}}$	R <sup>2</sup> Ajusté	
		(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)		
Mesures non conditionnelles	MEDAF	-0,10058	0,92774	ND	ND	ND	ND	0,92954	
		(-1,59874)	(34,13332)	(ND)	(ND)	(ND)	(ND)		
		-0,13641	0,93211	0,06425	-0,01320	ND	ND		
	MEDAF BULL	(-0,78865)	(14,89365)	(0,33942)	(-0,18543)	(ND)	(ND)	(ND)	0,92879
		-0,07216	0,91890	ND	ND	-0,06425	0,01320	(0,18543)	
		(-0,94016)	(30,02804)	(ND)	(ND)	(-0,33942)	(ND)	(ND)	
	EGB (1996)	-0,09712	0,93141	ND	ND	ND	ND	ND	0,96344
		(-2,39630)	(59,71219)	(ND)	(ND)	(ND)	(ND)	(ND)	
		-0,10673	0,92881	0,00936	0,00427	ND	ND	ND	
	EGB (1996) BULL	(-0,98440)	(31,98963)	(0,07488)	(0,10575)	(ND)	(ND)	(ND)	0,96300
		-0,09738	0,93308	ND	ND	-0,00936	-0,00427	(-0,10575)	
		(-1,84158)	(39,35840)	(ND)	(ND)	(-0,07488)	(ND)	(ND)	
EGB (1996) BEAR	-0,08227	0,93326	ND	ND	ND	ND	ND	0,93095	
	(-1,36715)	(25,22620)	(ND)	(ND)	(ND)	(ND)	(ND)		
	-0,11791	0,93122	0,04859	3,82444e-04	ND	ND	ND		
MEDAF BULL	(-0,78038)	(12,16399)	(0,28486)	(0,00507)	(ND)	(ND)	(ND)	0,93012	
	-0,06931	0,93160	ND	ND	-0,04859	-3,82444e-04	(-0,00507)		
	(-0,84126)	(24,38267)	(ND)	(ND)	(-0,28486)	(ND)	(ND)		
EGB (1996)	-0,07479	0,94464	ND	ND	ND	ND	ND	0,96445	
	(-1,85300)	(42,37905)	(ND)	(ND)	(ND)	(ND)	(ND)		
	-0,06586	0,92085	-0,03436	0,02793	ND	ND	ND		
EGB (1996) BULL	(-0,63932)	(17,81498)	(-0,28381)	(0,58565)	(ND)	(ND)	(ND)	0,96414	
	-0,10021	0,94878	ND	ND	0,03436	-0,02793	(-0,58565)		
	(-1,70319)	(45,27697)	(ND)	(ND)	(0,28381)	(ND)	(ND)		
MEDAF	-0,22376	0,94333	ND	ND	ND	ND	ND	0,93122	
	(-2,28892)	(25,22660)	(ND)	(ND)	(ND)	(ND)	(ND)		
	-0,46703	0,95516	0,26015	-0,01656	ND	ND	ND		
MEDAF BULL	(-2,05073)	(12,15064)	(1,24591)	(-0,21628)	(ND)	(ND)	(ND)	0,93093	
	-0,20688	0,93861	ND	ND	-0,26015	0,01656	(0,21628)		
	(-2,13898)	(24,76887)	(ND)	(ND)	(-1,24591)	(ND)	(ND)		
EGB (1996)	-0,09633	0,94678	ND	ND	ND	ND	ND	0,96402	
	(-1,53928)	(43,73743)	(ND)	(ND)	(ND)	(ND)	(ND)		
	-0,09842	0,92241	0,00218	0,02646	ND	ND	ND		
EGB (1996) BULL	(-0,58543)	(16,37054)	(0,01322)	(0,51922)	(ND)	(ND)	(ND)	0,96365	
	-0,09625	0,94887	ND	ND	-0,00218	-0,02646	(-0,51922)		
	(-1,53293)	(46,39410)	(ND)	(ND)	(-0,01322)	(ND)	(ND)		

Le portefeuille moyen utilisé pour les régressions est constitué des fonds ayant un historique complet sur l'ensemble de la période (N=161 et période = 170 mois). Les t-stat sont corrigés pour l'hétéroscédasticité selon la technique de White (1980) et pour l'auto-corrélation avec la technique de Newey-West (1987) lorsque cela est nécessaire. EGB (1996) : modèle d'Elton, Gruber et Blake (1996).

**Tableau B. Nombres d'alphas et d'alphas issus de la phase haussière négatifs, positifs, de bêta et de bêtas issus de la phase haussière inférieurs, supérieurs à 1 et nombre de coefficients significatifs pour les mesures de performance des PPS (N=161) entre octobre 1990 et novembre 2004**

Type de mesure de performance	Modèle de mesure	$\alpha_p < 0$	$\alpha_p > 0$	$\beta_p < 1$	$\beta_p > 1$	$\alpha_p \text{ cyc} < 0$	$\alpha_p \text{ cyc} > 0$	$\beta_p \text{ cyc} < 0$	$\beta_p \text{ cyc} > 0$	R <sup>2</sup> ajusté Moyen	R <sup>2</sup> ajusté Médian
		(signif)*	(signif)*	(signif)*	(signif)*	(signif)*	(signif)*	(signif)*	(signif)*		
Mesures non conditionnelles	MEDAF	139	22	141	20	ND	ND	0	0	0,79745	0,85009
		(38)	(1)	(56)	(1)	(ND)	(ND)	(0)	(0)		
	MEDAF BULL	127	34	138	23	64	97	80	81	0,79864	0,84986
		(20)	(4)	(25)	(3)	(7)	(7)	(4)	(4)	(5)	
	MEDAF BEAR	126	35	137	24	97	64	81	80	0,79864	0,84986
		(32)	(0)	(48)	(2)	(7)	(7)	(5)	(4)	(4)	
	EGB (1996)	137	24	143	18	ND	ND	8	153	0,85079	0,86902
		(50)	(0)	(70)	(3)	(ND)	(ND)	(3)	(109)	(109)	
	EGB (1996) BULL	125	36	136	25	76	85	76	85	0,85175	0,86952
		(20)	(4)	(43)	(3)	(9)	(13)	(3)	(8)	(8)	
EGB (1996) BEAR	130	31	141	20	85	76	85	76	0,85175	0,86952	
	(46)	(3)	(42)	(2)	(13)	(9)	(8)	(3)	(3)		
Mesures conditionnelles Time Varying Beta	MEDAF	135	26	112	49	ND	ND	39	122	0,80259	0,85031
		(34)	(1)	(33)	(6)	(ND)	(ND)	(13)	(35)		
	MEDAF BULL	122	39	115	46	72	89	63	98	0,80277	0,85183
		(16)	(4)	(15)	(1)	(10)	(8)	(1)	(4)	(4)	
	MEDAF BEAR	125	36	106	55	89	72	98	63	0,80277	0,85183
		(33)	(0)	(36)	(8)	(8)	(10)	(4)	(1)	(1)	
	EGB (1996)	130	31	116	45	ND	ND	9	152	0,85383	0,87217
		(39)	(0)	(32)	(0)	(ND)	(ND)	(3)	(113)	(113)	
	EGB (1996) BULL	115	46	127	34	89	72	49	112	0,85427	0,87195
		(14)	(6)	(26)	(1)	(12)	(9)	(1)	(4)	(4)	
EGB (1996) BEAR	131	30	103	58	72	89	112	49	0,85427	0,87195	
	(44)	(3)	(32)	(3)	(9)	(12)	(4)	(1)	(1)		
Mesures conditionnelles Time Varying Alpha	MEDAF	145	16	109	52	ND	ND	56	105	0,80372	0,84873
		(31)	(0)	(28)	(10)	(ND)	(ND)	(0)	(5)	(5)	
	MEDAF BULL	126	35	107	54	54	107	76	85	0,80510	0,84911
		(32)	(0)	(15)	(1)	(3)	(19)	(1)	(4)	(4)	
	MEDAF BEAR	142	19	105	56	107	54	85	76	0,80510	0,84911
		(27)	(0)	(29)	(11)	(19)	(3)	(4)	(1)	(1)	
	EGB (1996)	120	41	108	53	ND	ND	6	155	0,85309	0,87351
		(16)	(1)	(33)	(1)	(ND)	(ND)	(3)	(120)	(120)	
	EGB (1996) BULL	106	55	122	39	102	59	51	110	0,85327	0,87269
		(12)	(2)	(26)	(0)	(9)	(11)	(1)	(5)	(5)	
EGB (1996) BEAR	120	41	104	57	59	102	110	51	0,85327	0,87269	
	(20)	(2)	(35)	(4)	(11)	(9)	(5)	(1)	(1)		

\* La significativité d'un coefficient est mesurée par un test bilatéral au seuil de risque de 5 %. Les résultats de ce tableau concernent les PPS disposant d'un historique complet sur la période de la mesure de performance.  $\alpha_p$  est la performance ajustée au risque (en phase haussière : modèle BULL ; en phase baissière : modèle BEAR) ;  $\alpha_p \text{ cyc}$  mesure le différentiel de performance obtenu en phase haussière (modèle BULL) et en phase baissière (BEAR) (la somme  $\alpha_p + \alpha_p \text{ cyc}$  coefficients indiquent la performance obtenue en marché haussier (BULL) ou baissier (BEAR)). Pour le coefficient  $\beta$ , la logique est la même et il mesure l'influence de la phase du cycle de marché sur le risque systématique du portefeuille. EGB (1996) : modèle d'Elton, Gruber et Blake (1996).