



**HAL**  
open science

## Compétition entre fonds et prise de risque excessive : une application empirique au cas français

Raphaëlle Bellando, Sébastien Ringuedé

► **To cite this version:**

Raphaëlle Bellando, Sébastien Ringuedé. Compétition entre fonds et prise de risque excessive : une application empirique au cas français. 2009. halshs-00451027

**HAL Id: halshs-00451027**

**<https://shs.hal.science/halshs-00451027>**

Preprint submitted on 28 Jan 2010

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

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



Laboratoire d'Economie d'Orléans

## Document de Recherche

n° 2009-03

**« Compétition entre fonds et prise de risque excessive :  
*une application empirique au cas français* »**

**Raphaëlle BELLANDO  
Sébastien RINGUÉDÉ**

---

Laboratoire d'Economie d'Orléans – UMR CNRS 6221 Faculté de Droit, d'Economie et de Gestion,  
Rue de Blois, B.P. 6739 – 45067 Orléans Cedex 2 - France

Tél : 33 (0)2 38 41 70 37 – 33 (0)2 38 49 48 19 – Fax : 33 (0)2 38 41 73 80

E-mail : [leo@univ-orleans.fr](mailto:leo@univ-orleans.fr) - <http://www.univ-orleans.fr/DEG/LEO>

# **Compétition entre fonds et prise de risque excessive : *une application empirique au cas français\*\****

**Raphaëlle BELLANDO et Sébastien RINGUEDE**

## ***Résumé :***

La théorie du tournoi a été appliquée au domaine de la gestion déléguée de portefeuille pour rendre compte de la compétition que se mènent les fonds de placement afin d'attirer les investisseurs et des prises de risque spécifiques qui pourraient en résulter. Dans cet article, nous évaluons ce phénomène dans le cas français, pour les OPCVM orientés actions françaises sur la période 1999-2004. Nous montrons que les fonds les plus performants au cours des trois premiers trimestres d'une année ont un comportement de prise de risque en fin d'année dépendant de la conjoncture des marchés financiers. Lorsque les marchés sont en phase de hausse, ils augmentent sensiblement le risque systématique de leur portefeuille en fin d'année, en particulier en introduisant dans celui-ci des titres plus risqués. En période de baisse au contraire, les fonds les plus performants n'augmentent pas leur risque systématique.

## ***Summary :***

The tournament assumption is often used to describe how mutual funds compete with each other to attract investors, and how this competition affects their risk-taking behaviour. We aim to assess this assumption in the French equity mutual funds industry during the period 1999-2004. We show that the best performing funds during the first three quarters of a given year change the systematic risk level of their portfolio in the last quarter, depending on the trend in financial markets. While they do not change their systematic risk level in bear financial market, they significantly increase it when market is bull, by introducing in their portfolio more risky equities.

***Classification : JEL : G11, G23***

***Mots clefs : Fonds d'investissement, gestion d'actifs déléguée, prise de risque, tournoi***

## I - Introduction

Une part croissante des placements dans les pays industrialisés n'est pas gérée directement par les investisseurs, mais déléguée à des intermédiaires financiers. Dans le cas français, le développement de ce phénomène est particulièrement remarquable. Les encours<sup>1</sup> sous gestion collective ont plus que doublé depuis décembre 1999 et connaissent depuis 2003 un taux de croissance à deux chiffres. Du point de vue des ménages, la délégation dans le domaine de la détention d'actions a aussi fortement évolué : selon une étude de l'AMF<sup>2</sup>, alors que la détention directe d'actions par les ménages en France n'a pas varié pas entre 1995 et 2003, la détention indirecte d'actions a été multipliée par 2.7 et représentait en 2003 les 3/4 du portefeuille en actions des ménages, et près de 10% de leur patrimoine financier.

Le dynamisme de ce secteur s'explique probablement par des avantages que peuvent y trouver les investisseurs : diversification, économies d'échelles dans les coûts de transaction et d'acquisition d'information. L'attrait de la gestion déléguée est donc aisément compréhensible et son développement en fait un objet d'étude particulièrement intéressant. Sur le plan théorique, il s'agit d'un problème d'agence dans lequel l'investisseur voudrait que le gérant de fonds agisse de sorte à maximiser l'espérance de rendement ajustée du risque, tandis que le gérant, alors même que son information et la manière dont il en use ne sont pas directement observables, est motivé par ses propres profits attendus. La littérature montre qu'il est difficile de trouver un contrat qui aligne les intérêts de l'agent (le gérant) sur celui de l'investisseur (le principal). Une des particularités de cette relation d'agence tient au fait que l'investisseur est dans l'impossibilité de contrôler les décisions que prend son gérant de portefeuille, en particulier en matière de risques. De ce fait, il est légitime de s'interroger sur les conséquences potentielles de ce conflit d'agence. Ainsi, le niveau de risque effectivement pris par les gérants de portefeuille est-il conforme à celui que voudrait prendre individuellement les investisseurs ?

Une littérature récente montre que des phénomènes de prises de risque spécifiques existent sur les fonds de placements dans les pays anglo-saxons. Mais ce champ reste peu exploré pour le moment dans le cas français<sup>3</sup>. L'objectif de ce travail est de décrire les comportements de prise de risque des OPCVM orientés actions françaises sur la période 1999-2004. Nous disposons pour cela de données originales qui donnent, pour l'ensemble des fonds, la composition titre par titre du portefeuille à chaque fin de trimestre. Du fait de la faible fréquence des données, la mesure du risque que nous utilisons diffère des travaux menés jusque là : tandis que la plupart des travaux s'intéressent à l'évolution de la variance des rendements du portefeuille global, nous concentrons notre analyse sur l'évolution du *bêta*, qui mesure la variance systématique du portefeuille d'actions d'un fonds, relativement à celle du marché. Le *bêta* global est calculé à partir des *bêtas* individuels de chaque titre en portefeuille. Cela nous permet, et c'est la principale originalité de notre travail, de distinguer

---

<sup>1</sup> Les OPCVM représentent en octobre 2006 un encours total de 1418 milliards d'euros, et les OPCVM orientés actions, 633 milliards d'euros. Ces informations émanent de l'AMF et sont accessibles sur le site : <http://www.amf-france.org/>.

<sup>2</sup> « Les tendances du patrimoine financier des ménages français », étude réalisée pour l'AMF par Fabrice Pansard, disponible sur internet à l'adresse suivante : [http://www.amf-france.org/documents/general/6069\\_1.pdf](http://www.amf-france.org/documents/general/6069_1.pdf).

<sup>3</sup> Le seul travail qui traite aujourd'hui de cette question dans le cas des OPCVM français est celui de Broihanne (2004). Elle examine les comportements de prises de risque de plus de 4000 fonds français à partir des écarts-types mensuels des rentabilités et sans distinguer en fonction de la conjoncture du marché financier. Ses résultats -qui vont plutôt dans le sens du tournoi - montrent que celui-ci est particulièrement développé au sein des grandes familles de fonds [Kempf et Ruenzi (2005)], question que nos données ne nous permettent pas d'examiner.

les variations qui résultent d'une rotation (achat ou vente de titres pour faire varier le *bêta* global) de celles qui sont liées à l'inertie du portefeuille. Enfin, nous cherchons à mettre en évidence des comportements différenciés en fonction de la conjoncture des marchés financiers.

Nous montrons que les comportements de prise de risque (absolue ou relativement au benchmark) des fonds les mieux classés en terme de rentabilité en début d'année sont très sensibles à la conjoncture des marchés. Alors qu'ils tendent à être prudents en réduisant leur risque global par un report sur des produits moins risqués lors des périodes de baisse des marchés, ils augmentent le risque absolu de leur portefeuille-actions en introduisant dans celui-ci des titres plus risqués lorsque les marchés sont haussiers. De plus, la proportion de ceux qui augmentent le risque systématique de leur portefeuille tout en s'éloignant du benchmark<sup>4</sup> est multipliée par cinq en période de hausse relativement à la configuration de marchés baissiers.

Après avoir exposé les grandes lignes de la littérature tant théorique qu'empirique qui guide notre démarche, nous présentons les données, puis la méthode appliquée. Enfin nous indiquons les résultats puis les prolongements envisageables de ce travail.

## II - Revue de littérature

Nous articulons notre synthèse de la littérature autour de deux points : la (les) justification(s) de ces phénomènes de prises de risque spécifiques, puis les principaux résultats des travaux empiriques menés jusqu'ici dans les pays anglo-saxons sur cette question.

Dans les faits une large majorité de fonds ont un contrat de rémunération en pourcentage de la valeur de l'actif géré<sup>5</sup>. Ce sont donc les sources de variations de l'actif sous gestion qui constituent des incitations à l'effort pour le gérant. Les bonnes performances<sup>6</sup> jouent leur rôle traditionnel d'incitation directe. Les flux d'entrées nettes dans le fonds (solde des souscriptions et des rachats de parts) permettent aussi d'accroître la rémunération du gérant. De ce fait, les variables qui affectent l'attractivité d'un fonds, en particulier la rentabilité relative ou absolue passée d'un fonds, constituent ce qu'il est convenu d'appeler des incitations implicites<sup>7</sup>.

Des travaux empiriques ont montré que ces incitations implicites existent : des effets de réputation asymétriques expliquent la taille des encours gérés par les fonds de placement. On constate dans le cas américain, qu'il existe une asymétrie à la hausse et à la baisse dans la relation entre l'attractivité des fonds et leurs résultats passés : les fonds les plus rentables attirent les capitaux alors qu'on n'observe pas de baisse significative de l'actif géré par les fonds les moins performants (Sirri et Tufano (1998), Chevalier et Ellison (1997)). Les explications possibles de cette asymétrie sont diverses : les coûts de « transfert » d'un fonds à

---

<sup>4</sup> Ce qui traduit une prise de risque relative et provoque un accroissement de la *tracking error*.

<sup>5</sup> Un certain nombre de travaux qui attestent de cette caractéristique dans le cas des fonds mutuels américains (à l'exception des *hedge funds*) sont énumérés dans Wylie (1999). Boulier et Pardo (2005) indiquent que cela vaut aussi pour les fonds français.

<sup>6</sup> Ces performances sont liées à une évolution moyenne favorable des cours des titres en portefeuille, à laquelle s'ajoutent dans certains cas les dividendes réinvestis.

<sup>7</sup> Les incitations sont dites implicites, lorsqu'elles ne sont pas explicitées dans le contrat de rémunération.

un autre, des phénomènes de dissonance cognitive, ou le fait que les investisseurs n'aient qu'une confiance modérée dans la persistance de bonnes performances. Mais le plus intéressant dans cette question réside dans les conséquences supposées de cette asymétrie.

Dans une telle configuration, la rémunération du gérant est liée positivement à la rentabilité du portefeuille, seulement lorsque celle-ci est élevée. Elle s'apparente donc au profil de gain d'une option de type *call*. Ce type de profil de rémunération expliquerait une volonté des gérants de manipuler à la hausse le risque du portefeuille. Or les travaux de Carpenter (2000) et Ross (2004) montrent que la question est plus complexe qu'il n'y paraît. Si, comme on le suppose généralement, les gérants de fonds ont une aversion pour le risque (donc une fonction d'utilité de leur richesse concave), le fait d'appliquer une fonction d'utilité de la richesse concave à une rémunération convexe ne garantit pas la disparition de l'aversion pour le risque pour tous les niveaux de la richesse. Toutefois ces travaux ne traitent pas spécifiquement de l'effet de réputation asymétrique, mais plus largement de l'influence des contrats de rémunération asymétriques. Ainsi, le schéma de rémunération n'est pas lié à la position relative d'un agent relativement à ses pairs et est traité indépendamment du comportement des autres agents.

Depuis l'article de Brown, Harlow et Starks (1996) (BHS par la suite), la théorie du tournoi<sup>8</sup> est évoquée pour rendre compte de la compétition que se mènent les fonds de placement pour attirer les investisseurs, en lien avec les incitations implicites présentées plus haut. La rémunération future des gérants de fonds qui dépend, nous l'avons vu, de leur capacité à attirer les investisseurs, est fonction, comme dans un tournoi sportif, de la position qu'ils occuperont relativement aux autres fonds en fin de tournoi. Dans cette littérature, la durée supposée du tournoi est d'une année. Les publications les plus suivies (les plus médiatisées) des classements de fonds sont effectuées en début d'année sur la base de la rentabilité globale de l'année précédente. En cours d'année, les gérants pourraient donc être tentés de réviser la composition de leur portefeuille en fonction de la position transitoire qu'ils occupent dans le classement. Selon l'hypothèse du tournoi initiée par BHS, les gérants des fonds les moins bien placés en cours d'année auraient une incitation à accroître le risque de leur portefeuille en fin d'année, tandis que les gérants des fonds les plus performants tenteraient de conserver leur position.

Cette hypothèse est remise en cause au niveau théorique par Taylor (2003), dans un modèle prenant en compte les interactions stratégiques entre deux gérants de fonds. Il ne confirme l'hypothèse du tournoi que dans le cas où la composition du portefeuille de l'un des fonds est publique. L'autre fonds, s'il est gagnant en début d'année aura effectivement tendance à dupliquer la composition de l'autre fonds en fin d'année, pour conserver son avantage sur l'ensemble de l'année. Au contraire s'il obtient une moins bonne rentabilité en début d'année, il tendra à prendre une position plus risquée que l'autre fonds pour tenter de reprendre la tête du classement.

Dans l'hypothèse plus réaliste où la composition des portefeuilles des deux fonds en compétition n'est pas observable, les comportements sont très différents. Le fonds dont les performances sont meilleures en début d'année anticipe rationnellement que l'autre va tenter de le rattraper, et Taylor montre qu'il a alors une probabilité plus forte d'augmenter le risque de son portefeuille, et ce d'autant plus que la rentabilité attendue est forte (donc que le marché est haussier) et que la volatilité est faible.

---

<sup>8</sup> Cette hypothèse a été développée en économie du travail pour analyser la possibilité d'inciter des employés à l'effort en offrant des primes ou une promotion en fonction de leurs performances relatives.

Enfin un autre type d'incitation implicite pourrait empêcher les fonds les moins performants d'augmenter leur niveau de risque : la menace de licenciement. Deux travaux empiriques sur cette question [Khorana (1996) et Chevalier et Ellison (1999)] montrent que la probabilité de remplacement d'un manager est négativement liée aux performances récentes du fond qu'il gère<sup>9</sup>.

Ces résultats théoriques trouvent un écho dans les travaux empiriques menés sur la question. En effet, si BHS ont initialement validé leur hypothèse sur des données américaines de 1980 à 1991, des travaux empiriques ont par la suite contesté ce premier résultat. Chevalier et Ellison (1997) ont estimé une fonction non linéaire reliant les flux d'entrées nettes dans un fonds à sa rentabilité. Ils montrent, nous l'avons dit, que pour des valeurs négatives ou faiblement positives du rendement relatif du fonds, il n'y a pas d'entrées ni de sorties dans le fonds<sup>10</sup>. Les flux ne sont fonction croissante de la rentabilité relative du fonds que pour des valeurs très positives de celles-ci. Or ils montrent par la suite que ces incitations ont une influence positive sur la prise de risque en fin d'année. Comme les incitations estimées ne sont positives que pour les fonds les plus rentables, ce sont donc bien les fonds les mieux placés qui augmentent le plus leur niveau de risque en fin d'année. Plus récemment des travaux viennent encore en nuancer sévèrement les résultats. Busse (2001) montre que l'effet tournoi ne semble pas avéré sur les *mutual funds* américains, si l'on travaille sur une fréquence quotidiennes, alors même que les fonds dont les rangs sont supérieurs à la médiane semblent accroître leur risque en fin d'année. Jans et Otten (2005) sur données britanniques confirment l'existence d'un effet tournoi sur la période 1989-1996 (qui comprend celle couverte par BHS), mais aboutissent encore à une conclusion opposée sur la période récente : entre 1996 et 2003 ce sont les meilleurs fonds qui accroissent le plus leur risque en fin d'année. Enfin, un travail de Lin, Chung et Lee (2004) met en évidence le fait que le niveau de rentabilité en début d'année influence significativement et positivement le niveau du risque en fin d'année, mais seulement lorsque le marché est haussier.

Ce dernier point est particulièrement intéressant. Si l'on raisonne au niveau agrégé, la taille du marché de la gestion déléguée devrait être liée à la conjoncture du marché, les investisseurs étant beaucoup plus attirés par les marchés lorsque ceux-ci sont haussiers. C'est d'ailleurs ce que prouve Karceski (2002) sur données américaines : les flux nets d'entrée pour l'ensemble des fonds mutuels actions américains dépendent positivement du taux de croissance courant du marché, et négativement de la volatilité sur la dernière année. Il y a, de plus, un supplément significatif de souscriptions nettes sur l'ensemble du marché dans les périodes de hausse très fortes. L'intensité de la compétition entre fonds devrait donc différer selon la conjoncture du marché puisque l'enjeu du tournoi en dépend. Nous pouvons donc supposer que s'il y a des prises de risque qui résultent du tournoi entre fonds, celles-ci doivent être contingentes à la situation des marchés. C'est une des hypothèses que nous cherchons à tester ici.

---

<sup>9</sup> Chevalier et Ellison (1999) montrent de plus que la décision de remplacer un jeune gérant est plus sensible aux performances récentes que dans le cas d'un manager expérimenté. Ils montrent aussi que les portefeuilles des jeunes gérants sont moins risqués que ceux des anciens.

<sup>10</sup> A l'exception des jeunes fonds (moins de 2 ans) qui connaîtraient des sorties en cas de mauvaises performances relatives.

### III - Les données : les OPCVM actions françaises

Depuis 1999, les OPCVM de droit français ont obligation de déclarer leur portefeuille-titres à la Banque de France au dernier jour de chaque trimestre. La Banque de France nous a fourni des données (rendues anonymes) concernant les OPCVM actions, qui autorisent le suivi des 1960 fonds de ce type qui ont existé à un moment ou à un autre sur la période de 27 trimestres entre mars 1999 et septembre 2005. Ces données ne sont donc pas sujettes au biais du survivant, qui est présent chez BHS et Chevallier et Ellison (1997) en particulier. Comme les fonds qui disparaissent pourraient être dans les années qui précèdent leur disparition, parmi les moins rentables, leur absence pourrait masquer d'éventuels effets de tournoi.

Conformément à la littérature américaine sur le sujet, nous limitons notre étude aux seules OPCVM spécialisés dans les actions françaises, soient 493 fonds. D'une part parce que le calcul du bêta serait probablement moins fiable pour les OPCVM orientés sur l'international : le bêta des actions cotées sur des marchés étrangers est à la fois corrigé du risque de change et calculé en référence aux indices locaux des pays en question, ce qui pourrait fausser le calcul du bêta moyen en cas de présence très importante d'actions étrangères dans le portefeuille de l'OPCVM. Par ailleurs, le tournoi est susceptible de se produire sur des fonds dont les objectifs de gestion sont proches. Dans l'idéal, il faudrait disposer d'une information sur ces styles de gestion plus détaillée, mais en ne retenant que les fonds actions françaises, nous nous rapprochons de la classe de fonds au sein de laquelle le tournoi peut prendre place. Enfin, en ne retenant que ces fonds, nous pouvons examiner leur comportement de prise de risque relativement à un indice de référence commun (ici le CAC40), ce qui serait discutable pour des fonds dont la gestion est tournée vers les actifs internationaux.

Nous disposons de la photographie du portefeuille-titres de ces fonds, qui correspond sur l'ensemble de la période étudiée à 425 448 lignes de portefeuille, qui nous informent sur le titre<sup>11</sup> (nature, pays, monnaie), sa part dans l'actif net, sur son *bêta*<sup>12</sup> et sur sa rentabilité au cours du trimestre. En croisant les fonds individuels et les points du temps, nous disposons à cette étape de 7932 observations que nous appelons OPCVM-trimestres. Pour chacune de ces observations nous connaissons le taux de croissance de la valeur liquidative du fonds depuis le trimestre précédent.

Après un nettoyage initial du fichier qui est décrit en annexe 1, nous nous sommes fixés un certain nombre de contraintes qui visent à garantir un calcul représentatif du *bêta* du portefeuille de l'OPCVM. Ce calcul ne concerne en effet que la part du portefeuille (que nous appelons par la suite le portefeuille-actions) qui est placée en actions ou en OPCVM (à l'exclusion des OPCVM monétaires, ou obligataires)<sup>13</sup>. Mais les *bêtas* n'étant pas disponibles pour certains de ces titres, nous choisissons de ne conserver que les observations pour lesquelles nous disposons de l'information pour plus de 80% du portefeuille actions et

---

<sup>11</sup> Les titres aussi ont été rendus anonymes.

<sup>12</sup> Les bêtas ont été collectés par la Banque de France sur la base Datastream et sont calculés par rapport à un indice du marché du pays sur lequel est coté le titre sur une période de trois ans au minimum. Nous avons pu obtenir la liste pour les 29 pays qui nous intéressent, et nous procurer sous Datastream les valeurs des indices en question.

<sup>13</sup> Dans une démarche identique à celle qui est menée ici, mais traitant du portefeuille actions au sens strict (hors OPCVM donc) nous avons obtenu des résultats qualitativement identiques à ceux qui sont présentés ici.



assimilées<sup>14</sup>. Enfin, comme notre démarche vise à examiner le comportement de prise de risque en fin d'année compte tenu de la position en termes de rentabilité des fonds en début d'année, nous devons ne conserver les observations trimestrielles d'un OPCVM que s'il est présent dans le fichier pour l'année entière, ce qui oblige en particulier à exclure l'année 2005, incomplète.

Au total, les *bêtas* des OPCVM sont donc calculés sur un échantillon comprenant 400 OPCVM et 6120 OPCVM trimestres. Nous disposons ainsi d'un échantillon de travail conséquent qui nous permettra en particulier de distinguer des sous-groupes au sein des fonds. La démarche que nous appliquons sur cet échantillon est décrite dans le point suivant.

## IV - La méthode

La plupart des travaux existants utilisent une démarche initiée par l'article de référence en la matière : Brown, Harlow et Starks (1996). Ces auteurs séparent l'année en 2 périodes de M puis (12- M) mois, M pouvant prendre des valeurs entre 4 et 8, soit d'avril à août, l'idée étant de mesurer l'évolution du risque entre les deux sous périodes, et de voir si celle-ci est liée à la rentabilité relative du fonds en début d'année. Ils séparent donc les fonds en deux classes selon un critère de rentabilité tout d'abord. On distingue les 50% des fonds les plus performants sur la première partie de l'année, des 50% les moins rentables sur la même période. Dans un second temps, on distingue les fonds selon un critère d'évolution du risque du portefeuille (mesurée par le rapport entre l'écart-type des rendements sur le (12-M) derniers mois et celui des rendements sur les M premiers mois), qui sépare les 50% des fonds ayant le plus augmenté leur niveau de risque des 50% restants.

Un tableau de contingence est construit en croisant les deux critères de rentabilité et d'évolution du risque, et un test du  $khi^2$  d'indépendance est réalisé. L'hypothèse nulle (remplissage égal des quatre cases du tableau avec 25% des effectifs) traduit le fait que l'évolution du risque en fin d'année n'est pas liée au niveau de rentabilité en début d'année. L'hypothèse de tournoi correspond à une situation (que confirment effectivement BHS) dans laquelle la case croisant les fonds les moins performants en début d'année aux fonds ayant le plus augmenté leur risque est trop remplie par rapport à l'indépendance (son effectif dépasse de façon significative les 25%).

La méthode utilisée ici se distingue des travaux précédents, sur la mesure du risque d'une part, sur les configurations retenues d'autre part.

### IV. 1 - La mesure d'évolution du risque

Mesurer l'évolution du risque pose problème compte tenu des données dont nous disposons ; ce sont en premier lieu des données trimestrielles : le calcul d'un écart-type des rendements sur 1, (si nous choisissons d'examiner la prise de risque sur le dernier trimestre relativement aux 3 premiers) 2 ou 3 points est impossible. Pour les mêmes raisons, nous ne pouvons pas, contrairement à ce qui est fait dans la plupart des travaux empiriques cités en introduction, traiter le problème d'un éventuel effet de pratiques de *window dressing* en éliminant le mois de décembre. Dans les travaux en question, le fait de retirer le mois de

---

<sup>14</sup> Nous avons mené la démarche présentée dans cet article en abaissant le seuil imposé de 80% à 65%, ce qui entraîne une sélection bien moins drastique. Nous obtenons dans ce cas des conclusions semblables à celles qui sont présentées ci-dessous.

décembre ne semble pas affecter de façon importante les résultats en matière de prise de risque. Il n'en reste pas moins que si ces pratiques ont cours, nous ne pouvons pas en mesurer l'effet sur nos résultats.

Pour des raisons de disponibilité des données nous devons donc nous limiter à une mesure du risque systématique : le *bêta* global du portefeuille-actions de l'OPCVM calculé à partir du *bêta* des actions ou des titres assimilés pour lesquels l'information est disponible. Cette contrainte n'est pas gênante si nous considérons que le *bêta* des fonds d'investissement donne une très bonne indication de leur prise de risque dès lors que leur portefeuille est très diversifié par nature. Si ce n'était pas le cas, l'omission du risque spécifique serait problématique si les mouvements du risque systématique étaient systématiquement compensés par des mouvements opposés du risque spécifique, ce que nous n'avons pas de raisons de supposer a priori.

Le calcul du *bêta* est lourdement compliqué par la présence dans les portefeuilles étudiés d'une part d'actions internationales pour lesquelles :

- il existe un risque de change,
- le *bêta* dont nous disposons a été calculé relativement au rendement d'un indice du marché sur lequel le titre est coté, alors que nous avons besoin, pour les rendre comparables, des *bêtas* relatifs au marché français<sup>15</sup>.

Nous avons utilisé une correction proposée dans Bellando et Ringuedé (2007) pour remédier à ces deux problèmes<sup>16</sup>. Pour chaque trimestre nous pouvons donc estimer le *bêta* moyen du portefeuille d'un fonds de placement, et observer son évolution dans le temps pour la confronter aux questions posées plus haut et aux résultats obtenus dans la littérature.

Par ailleurs, la connaissance de la composition du portefeuille-actions de chaque OPCVM permet de décomposer les sources de variation du *bêta*, afin de vérifier si ces évolutions sont le fait d'une stratégie « active », c'est-à-dire résultant d'une rotation spécifique du portefeuille (recherche de titres à *bêtas* élevés ou faibles), ou bien s'expliquent par la variation des *bêtas* de titres déjà en portefeuille.

Si nous nous intéressons à l'évolution du *bêta* entre la période  $t$  et la période  $t+1$ , on peut définir les notations suivantes pour un fonds donné :

$w_{rt}$  : le poids en  $t$  des titres présents à la fois en  $t$  et en  $t+1$  dans le portefeuille de ce fonds,

$w_{rt+1}$  : le poids en  $t+1$  dans le portefeuille des titres présents en  $t$  et en  $t+1$ ,

$w_s$  : le poids des titres qui vont sortir dans le portefeuille entre  $t$  et  $t+1$ ,

$w_e$  : le poids des titres qui sont entrés dans le portefeuille entre  $t$  et  $t+1$ .

Avec :

$$w_{rt+1} + w_e = 1$$

et

$$w_{rt} + w_s = 1$$

(1)

---

<sup>15</sup> Plus généralement nous avons besoin d'une référence commune pour le calcul des *bêtas*, et nous avons choisi ici de nous ramener au marché français.

<sup>16</sup> Cette correction est présentée dans l'annexe 2 de ce document de recherche qui est disponible sur internet à l'adresse <http://www.univ-orleans.fr/leo/liensdr/liendr2007/dr200707.pdf>.

Soient  $\beta_t$  et  $\beta_{t+1}$  les *bêtas* du portefeuille,  $\beta_t^R$  et  $\beta_{t+1}^R$  les *bêtas* moyens en t et t+1 des titres restants,  $\beta^E$  le *bêta* des titres entrants entre t et t+1 et  $\beta^S$  le *bêta* des titres sortants entre t et t+1.

En périodes t et t+1 nous avons respectivement :

$$\beta_t = wr_t \beta_t^R + ws \beta^S$$

et

$$\beta_{t+1} = wr_{t+1} \beta_{t+1}^R + we \beta^E$$

La variation du *bêta* se décompose alors comme suit :

$$\begin{aligned} \beta_{t+1} - \beta_t &= (wr_{t+1} \beta_{t+1}^R - wr_t \beta_t^R) + (we \beta^E - ws \beta^S) \\ &= wr_t (\beta_{t+1}^R - \beta_t^R) + ws (\beta^E - \beta^S) + (wr_{t+1} - wr_t) \beta_{t+1}^R + (we - ws) \beta^E \end{aligned}$$

Or d'après les relations (1)  $wr_{t+1} - wr_t = -(we - ws)$

d'où :

$$\beta_{t+1} - \beta_t = wr_t (\beta_{t+1}^R - \beta_t^R) + (wr_{t+1} - wr_t) (\beta_{t+1}^R - \beta^E) + ws (\beta^E - \beta^S) \quad (2)$$

Le premier terme permet d'appréhender l'effet d'une variation des *bêtas* des actions déjà présentes en portefeuille. Le second prend en compte ce qui dans la variation du *bêta* résulte de la déformation du poids relatif des titres qui sont restés en portefeuille d'une période sur l'autre, relativement aux autres titres<sup>17</sup>. Le dernier terme est ici celui qui nous intéresse : il capte les effets d'une stratégie « active » de la part du gérant du fonds et résulte de la rotation du portefeuille.

#### **IV. 2 - La démarche utilisée**

La démarche adoptée ici se différencie de celle de BHS à plusieurs égards.

Tout d'abord, dans la mesure où nous travaillons sur le risque de la seule composante action du portefeuille, nous devons au préalable examiner d'éventuelles variations du risque du portefeuille liées à une recomposition de sa structure par produits, ceux-ci étant caractérisés par des degrés de risque différents.

Ensuite, concernant le travail sur les *bêtas*, le découpage en deux groupes de rendements (ou d'évolution du risque) nous paraît insuffisant : certains résultats (Sirri et Tufano (1998), Chevalier et Ellison (1997)) montrent que les effets de tournoi concernent pour l'essentiel les 20% des fonds les meilleurs, nous avons de ce fait choisi de pratiquer un découpage plus fin, et de nous concentrer sur le comportement des extrêmes.

Nous calculons pour chaque année entre 1999 et 2004 la rentabilité<sup>18</sup> de chaque fonds en début d'année. Nous nous intéressons aux deux quintiles extrêmes de la distribution des rentabilités des fonds sur les trois premiers trimestres ; nous observons le comportement de prise de risque en fin d'année (au dernier trimestre) des 20% des fonds les plus performants du point de vue de cette rentabilité (que nous appellerons aussi les fonds « gagnants »), et des

<sup>17</sup> On peut montrer que si le poids des restants est plus grand en t+1 qu'en t, cela traduit le fait que le taux de croissance entre t et t+1 des prix des titres restants excède celui de l'actif net total.

<sup>18</sup> En notant  $V_t$  la valeur liquidative (la valeur d'une part d'OPCVM) en t, la rentabilité entre t et t+1 est calculée comme  $\log(V_{t+1}/V_t)$ . Ce calcul suppose que les dividendes sont capitalisés et par conséquent sous-estime la rentabilité des fonds qui distribuent leurs résultats, information dont nous ne disposons pas dans ce fichier de données.

20% des fonds les moins performants au cours des trois premiers trimestres de l'année en question<sup>19</sup> (les fonds « perdants »).

Suivant Taylor (2003), nous opérons par ailleurs une distinction selon la tendance globale du marché au cours de l'année en cours. Or, la période sous revue est marquée par des phases très différentes. Dans un premier temps (l'année 1999) les marchés terminent une envolée débutée en 1996. Sur la période 2000 à 2002, on observe un climat boursier délétère consécutif à l'éclatement de la bulle internet, qui s'est traduit par une baisse considérable des marchés. Enfin la dernière période (2003, 2004) est celle de la reprise. Au total nous distinguons trois années (1999, 2003 et 2004) correspondant à un marché boursier haussier, et trois années (2000 à 2002) de marché baissier<sup>20</sup>.

Dans chacune des configurations retenues, nous calculons la valeur du *bêta* au dernier trimestre de l'année, et sa variation par rapport au trimestre précédent. Dans BHS, les classes correspondant à la plus forte (resp. faible) évolution de risque pouvait tout à fait inclure des fonds ayant en moyenne diminué (resp. augmenté) leur risque, mais moins que le reste des fonds. Ici, nous faisons clairement apparaître le niveau et le sens de variation du risque.

## V - Les résultats

Nous examinons dans un premier temps les variations du risque absolu du portefeuille qui s'expliquent soit parce que la répartition globale du portefeuille entre placements risqués et placements non risqués évolue (V.1.), soit parce qu'au sein du portefeuille-actions la composition est modifiée de façon à rendre le portefeuille plus ou moins risqué (V.2). Nous complétons l'examen de ces prises de risque absolues par la prise en compte de leur dimension relative : en l'occurrence nous examinons les comportements des fonds en termes d'éloignement ou de rapprochement au benchmark (V.3). Nous tentons enfin d'évaluer, en utilisant la décomposition des variations du *bêta* l'influence de la rotation du portefeuille dans ces prises de risque (V.4).

### *V.1. Evolution de la structure globale du portefeuille*

Nous regardons dans un premier temps la possibilité que les gérants de portefeuille changent la structure globale du portefeuille en augmentant par exemple le poids des titres monétaires dans leur portefeuille lorsqu'ils désirent en diminuer le risque<sup>21</sup>. Nous distinguons ici trois classes d'actifs selon leur niveau de risque :

- les actions, OPCVM actions et produits dérivés<sup>22</sup> qui sont ici les produits les plus risqués,

---

<sup>19</sup> Dans un travail préalable, nous avons appliqué à la lettre la méthode de Brown, Harlow et Starks (1997) en distinguant toutefois 3 classes de rentabilité et trois classes d'évolution du risque. Le test du Khi<sup>2</sup>, qu'il soit effectué sur période totale ou sur chacune des sous-périodes retenues, aboutit à des conclusions proches, mais moins marquées que celles qui sont présentées ici.

<sup>20</sup> Pour les années dont la conjoncture des marchés a été changeante (comme c'est le cas pour l'année 2000 qui a débuté sur une tendance à la hausse, puis a connu une baisse en fin d'année) nous avons retenu la tendance du troisième trimestre. Les décisions de réallocations des portefeuilles examinées ici se situant au cours du dernier trimestre il s'agit donc de l'information la plus récente.

<sup>21</sup> Nous avons au préalable examiné l'évolution en fin d'année du poids du portefeuille-titres dans l'actif net. Ce poids ne semble pas varier de façon significative pour aucune des sous-catégories (de rentabilité ou en référence à la tendance du marché) retenues.

<sup>22</sup> Ici, leurs encours ne sont pris en compte que lorsqu'ils sont positifs pour éviter des effets de compensation avec les encours négatifs. L'indicateur pris en compte sous-estime donc le poids dans le portefeuille de ce type

- les obligations ou OPCVM obligations et les fonds garantis qui représentent un niveau de risque intermédiaire,
- les Bons du Trésor, billets de trésorerie, certificats de dépôt et autres titres monétaires<sup>23</sup> correspondant à un niveau de risque faible.

Nous cherchons à voir s'il y a une modification du risque du portefeuille en fin d'année liée au niveau de performance<sup>24</sup> du fonds sur le début de l'année. Nous calculons donc dans le tableau suivant la part des titres appartenant aux trois classes de risque, au début de l'année (T1 à T3) au dernier trimestre (T4) puis l'évolution entre les deux derniers trimestres. Ces résultats sont reportés dans le tableau 1.

Même si les évolutions sont relativement modérées, quelques points significatifs ressortent. Ainsi lorsque le marché est en baisse en début d'année, il y a une tendance générale à la réduction de la part des actions en portefeuille en fin d'année. Ce phénomène paraît plus marqué dans le cas de fonds gagnants qui basculent une part de leurs actions sur les obligations ou les liquidités et ce de façon significative. Au contraire lorsque le marché est en phase de hausse, les fonds gagnants ne semblent pas réallouer leur portefeuille, tandis que les perdants réduisent encore la part des actions dans leur portefeuille.

Nous pouvons donc conclure à ce premier stade qu'il semble y avoir des différences de comportements entre les fonds en fonction de leur rang de performance, et qu'en particulier, les meilleurs fonds semblent adapter leur comportement à l'état du marché. Une analyse approfondie du niveau de risque au sein du portefeuille action est cependant nécessaire pour examiner l'intégralité des comportements de prises de risque.

---

de produit. Cela étant, le degré de risque correspondant à ces produits prête à discussion dans la mesure où ils peuvent être utilisés pour se couvrir. De plus, nous nous intéressons ici à l'évolution et non au niveau de ces produits. Enfin, en valeur absolue, ils représentent en moyenne sur la période un poids inférieur à 0.02% de l'actif net des OPCVM.

<sup>23</sup> Cette classe correspond à la somme des titres déclarés dans les catégories de codes 03, 04, 05, 06, 07 et 09 de la nomenclature n°6 de l'annexe 7 de l'avis n°02-03 du 10 octobre 2002 du Directeur général des Etudes et des Relations internationales relatif aux états remis par les organismes de placement collectif en valeurs mobilières, que l'on peut trouver sur le site internet de la Banque de France.

<sup>24</sup> Encore une fois, le terme performant est défini ici uniquement à partir de la rentabilité des fonds.

**Tableau 1. Evolution de la structure globale du portefeuille**

Période totale 1999-2004	Actions et autres titres risqués (dérivés...)			Obligations et autres titres de risque moyen			Liquidités et autres titres faiblement risqués		
	T1 à 3	T4	T4-T3	T1 à 3	T4	T4-T3	T1 à 3	T4	T4-T3
les 20% les moins performants	97.00%	95.83%	<i>-1.03%</i>	0.64%	1.38%	<b>0.75%</b>	2.31%	2.69%	0.23%
les 20% les plus performants	96.06%	94.35%	<b>-2.06%</b>	0.75%	1.29%	<b>0.75%</b>	3.12%	4.25%	<b>1.29%</b>
Ensemble des fonds	96.73%	95.87%	<b>-0.88%</b>	0.69%	0.93%	<b>0.25%</b>	2.52%	3.11%	<b>0.61%</b>
Marché baissier 2000 à 2002	Actions et autres titres risqués (dérivés...)			Obligations et autres titres de risque moyen			Liquidités et autres titres faiblement risqués		
	T1 à 3	T4	T4-T3	T1 à 3	T4	T4-T3	T1 à 3	T4	T4-T3
les 20% les moins performants	96.67%	96.20%	-0.46%	0.74%	1.50%	<b>0.79%</b>	2.56%	2.18%	-0.41%
les 20% les plus performants	96.15%	93.63%	<b>-3.02%</b>	0.78%	1.74%	<b>1.23%</b>	3.02%	4.54%	<b>1.75%</b>
Ensemble des fonds	96.63%	95.56%	<b>-1.17%</b>	0.71%	1.11%	<b>0.42%</b>	2.62%	3.25%	<b>0.71%</b>
Marché haussier 1999, 2003 et 2004	Actions et autres titres risqués (dérivés...)			Obligations et autres titres de risque moyen			Liquidités et autres titres faiblement risqués		
	T1 à 3	T4	T4-T3	T1 à 3	T4	T4-T3	T1 à 3	T4	T4-T3
les 20% les moins performants	97.42%	95.35%	<i>-1.76%</i>	0.52%	1.23%	<i>0.70%</i>	1.99%	3.34%	1.05%
les 20% les plus performants	95.95%	95.28%	-0.83%	0.71%	0.72%	0.08%	3.24%	3.88%	0.71%
Ensemble des fonds	96.86%	96.27%	-0.51%	0.65%	0.70%	0.03%	2.46%	2.93%	0.47%

Seuls les OPCVM présentes sur une année complète sont utilisées. Les performances sont évaluées à partir de la rentabilité sur les 3 premiers trimestres. Les coefficients en italique sont significatifs à 5%, ceux qui sont en gras sont significatifs à 1%.

## V. 2 - L'évolution du bêta

Le tableau 2 rassemble les résultats ayant trait au *bêta* moyen du portefeuille-actions pour diverses configurations de marché et pour les groupes de fonds définis plus haut. A titre indicatif, nous avons reporté le nombre de points (OPCVM-trimestres) qui correspondent à chaque configuration. Nous indiquons ensuite le niveau de risque systématique en fin d'année, mesuré par le *bêta* moyen de la catégorie envisagée au dernier trimestre. Les deux dernières colonnes font apparaître la variation du *bêta* entre le 3<sup>ème</sup> et le 4<sup>ème</sup> trimestre et, pour chacun des deux quintiles de rentabilité, un test d'égalité de cette variation à celle de l'ensemble des fonds.

Sur la période globale, on observe un accroissement significatif du *bêta* en fin d'année pour l'ensemble des fonds. Sur ce point, il n'y a pas de divergence notable selon les performances préalables des fonds.

Les résultats sont plus tranchés lorsque l'on fait intervenir la conjoncture du marché. Si les fonds les moins performants ne changent visiblement pas de comportement selon la tendance du marché, les fonds gagnants semblent avoir un comportement très différent en période haussière ou baissière. En période de baisse du marché, les fonds les mieux classés ne font pas varier de façon significative le *bêta* de leur portefeuille. En revanche, les mauvais fonds accroissent – ce qu'ils font toujours en moyenne – le niveau de risque de leur

portefeuille actions. De fait, dans cette configuration, nous retrouvons les résultats de BHS : les fonds les moins bien classés sur la première partie de l'année sont bien ceux qui augmentent le plus leur niveau de risque.

**Tableau 2 L'évolution du *bêta* en fin d'année**

Période Totale : 1999-2004	Nombre d'OPCVM- trimestres <sup>(a)</sup>	<i>Bêta</i> au quatrième trimestre	Variation du <i>bêta</i> entre T3 et T4 (b)	Test d'égalité de la catégorie à l'ensemble des fonds(c)
Les 20% les moins performants	311	1.175	<b>+0.042</b>	0.70
Les 20% les plus performants	305	0.956	<b>+0.053</b>	1.82
Ensemble des fonds	1530	1.041	<b>+0.040</b>	
<b>Marché baissier : 2000 à 2002</b>				
Les 20% les moins performants	175	1.208	<b>+0.026</b>	+0.28
Les 20% les plus performants	171	0.873	-0.006	<b>-3.96</b>
Ensemble des fonds	862	1.024	<b>+0.018</b>	
<b>Marché haussier : 1999, 2003 et 2004</b>				
Les 20% les moins performants	136	1.131	<b>+0.063</b>	+0.65
Les 20% les plus performants	134	1.061	<b>+0.128</b>	<b>+3.88</b>
Ensemble des fonds	668	1.063	<b>+0.068</b>	

<sup>(a)</sup> Nous indiquons ici le nombre de points disponibles, en OPCVM-trimestre. <sup>(b)</sup> Les coefficients en italique sont significatifs à 5%, ceux qui sont en gras sont significatifs à 1%. <sup>(c)</sup> Les statistiques fournies en dernière colonne résultent de régressions de la variation du *bêta* sur une variable indicatrice du quintile (resp. les 20% les plus et 20% les moins performants) de la rentabilité en début d'année. La statistique indiquée teste l'hypothèse nulle d'égalité zéro du coefficient de l'indicatrice, et suit sous cette hypothèse une loi de Student.

A l'opposé, lorsque le marché vient de connaître une phase de hausse, les fonds les plus performants augmentent très significativement – et de façon plus importante que les autres fonds - leur *bêta* en fin d'année. Il ne faut pas se méprendre sur ce résultat en inversant les causalités. Nous montrons simplement que les gérants des fonds *qui étaient les plus rentables sur les trois premiers trimestres* vont relever de façon plus marquée leur risque *après* cette période de bonne rentabilité relative. Ce n'est donc pas ce relèvement *ex post* du niveau de risque qui explique leur performance. De plus, rien ne permet d'affirmer que cette stratégie est payante, donc qu'ils vont rester parmi les plus performants<sup>25</sup>.

Ainsi, alors que nos résultats en période baissière vont dans le sens de la théorie du tournoi, nous obtenons en période de hausse du marché, un résultat qui la contredit et vient plutôt avaliser les résultats de Taylor (2003) qui identifie ce comportement à une réaction stratégique des fonds les mieux placés pour conserver leurs positions, face à la hausse supposée du niveau de risque de portefeuilles gérés par les fonds perdants, phénomène que nous observons aussi.

<sup>25</sup> A cet égard, le fait que près de la moitié des fonds ait fait partie à un moment ou à un autre des 20% gagnants, ou des fonds perdants est un signe qu'il n'y a pas persistance des performances sur la période.

### V. 3 - L'écart au benchmark

Cet examen du niveau absolu du risque mérite d'être complété par le croisement des évolutions des bêtas avec les comportements relatifs au marché. En effet, un relèvement du *bêta* du portefeuille action d'un fonds, s'il implique une variance systématique du portefeuille plus élevée, peut dans le même temps (si le *bêta* initial du portefeuille était inférieur à l'unité) se traduire par un rapprochement avec le portefeuille de marché, et donc par une réduction de l'erreur de poursuite ou *tracking error*. Or, la *tracking error* est une mesure alternative du risque des portefeuilles, qui est probablement pertinente lorsque les gérants visent une performance relativement à un portefeuille de référence ou *benchmark*. Cette mesure est donnée par l'écart-type de la série des différences entre les rentabilités du portefeuille et celles du *benchmark* et dépend positivement de l'écart absolu entre le *bêta* du portefeuille et l'unité<sup>26</sup>. Cette dimension des prises de risque (en écart au *benchmark*) est rarement prise en compte dans la littérature sur le tournoi<sup>27</sup>. L'essentiel des travaux ont pour variable expliquée la variance des rentabilités simples dont les fluctuations diffèrent de celles de la *tracking error*.

Dans le tableau 3 ci-dessous, nous examinons la répartition des fonds selon ces deux informations : en colonne nous distinguons les fonds qui ont baissé ou relevé leur *bêta*, en colonne nous distinguons les fonds qui se sont rapprochés du benchmark (qui vérifient  $\Delta(\beta-1)^2 < 0$  et donc réduisent leur *tracking error*) de ceux qui s'en sont éloignés (qui vérifient  $\Delta(\beta-1)^2 > 0$ ) et donc accroissent leur *tracking error*). Le portefeuille de référence est supposé ici être le CAC 40<sup>28</sup>.

Un certain nombre de tests simples d'égalité de proportions ont été menés, pour voir si les différences observées entre un même type de fonds pour deux configurations de marché différentes, ou pour les deux types de fonds dans la même configuration sont significatives. Ils permettent de dégager quelques faits saillants :

- Du point de vue des répartitions marginales :

Nous retrouvons les principaux résultats du tableau 2 sur **le sens de variation du bêta**. La répartition des fonds moins performants entre ceux qui augmentent leur bêta et ceux qui le diminuent ne change pas significativement avec la conjoncture de marché. Elle n'est pas significativement différente de celle des fonds les mieux classés en marché baissier. Par contre les comportements des deux types de fonds sont très différents en marché haussier. En effet les fonds gagnants sont beaucoup plus sensibles à la configuration du marché puisque près de 80% d'entre eux augmentent leur bêta en fin d'année lorsque le marché est à la hausse alors qu'ils ne sont que la moitié à le faire en période baissière.

---

<sup>26</sup> En effet on peut écrire, en notant *te* la *tracking error*, *rm* la rentabilité du benchmark, et *r* celle du portefeuille,  $V(u)$  représentant le risque spécifique du portefeuille :  $te^2 = V(r - rm) = (\beta - 1)^2 V(rm) + V(u)$ .

<sup>27</sup> Dans la littérature citée ici, cette dimension n'apparaît explicitement que dans l'article de Chevalier et Ellison (1997).

<sup>28</sup> Nous ne pouvons pas exclure que parmi les fonds retenus, les *benchmarks* diffèrent entre fonds parce que leur objectif de gestion serait différent. C'est un défaut auquel nos données qui ne contiennent pas d'information plus précise sur le style de gestion des fonds ne nous permettent pas de remédier.



**Tableau 3 Répartition des fonds en fonction de la variation du bêta et de l'évolution  
relativement au benchmark**

Les 20% les moins performants							
Marché baissier				Marché haussier			
	$\Delta\beta < 0$	$\Delta\beta > 0$	Marginale		$\Delta\beta < 0$	$\Delta\beta > 0$	Marginale
$\Delta(\beta-1)^2 < 0$	29.85%	18.29%	49.14%	$\Delta(\beta-1)^2 < 0$	25.74%	19.85%	45.59%
$\Delta(\beta-1)^2 > 0$	10.29%	40.57%	50.86%	$\Delta(\beta-1)^2 > 0$	13.97%	40.44%	54.41%
Marginale	41.14%	58.86%		Marginale	39.71%	60.29%	
Les 20% les plus performants							
Marché baissier				Marché haussier			
	$\Delta\beta < 0$	$\Delta\beta > 0$	Marginale		$\Delta\beta < 0$	$\Delta\beta > 0$	Ensemble
$\Delta(\beta-1)^2 < 0$	14.62%	44.44%	59.06%	$\Delta(\beta-1)^2 < 0$	8.96%	44.78%	53.74%
$\Delta(\beta-1)^2 > 0$	33.33%	7.60%	40.94%	$\Delta(\beta-1)^2 > 0$	11.19%	35.07%	46.26%
Marginale	47.95%	52.05%		Ensemble	20.15%	79.85%	

- Du point de vue des répartitions marginales :

Nous retrouvons les principaux résultats du tableau 2 sur le **sens de variation du bêta**. La répartition des fonds moins performants entre ceux qui augmentent leur bêta et ceux qui le diminuent ne change pas significativement avec la conjoncture de marché. Elle n'est pas significativement différente de celle des fonds les mieux classés en marché baissier. Par contre les comportements des deux types de fonds sont très différents en marché haussier. En effet les fonds gagnants sont beaucoup plus sensibles à la configuration du marché puisque près de 80% d'entre eux augmentent leur bêta en fin d'année lorsque le marché est à la hausse alors qu'ils ne sont que la moitié à le faire en période baissière.

Si on s'intéresse à l'**évolution de la tracking error**, les fonds perdants sont proportionnellement plus nombreux à s'éloigner du benchmark en fin d'année, et ce indépendamment de la conjoncture du marché financier. Toutefois, l'écart entre les deux types de fonds n'est significatif (à un seuil de risque inférieur à 10%) que lorsque le marché est baissier. En ce sens, si l'on retient comme mesure du risque la *tracking error*, il y aurait un effet tournoi en période de baisse des marchés, et pas de prises de risque pour des groupes spécifiques en période de hausse.

- Du point de vue du croisement des deux dimensions du risque :

La répartition des fonds les moins performants entre ces deux caractéristiques des prises de risque en fin d'année n'est pas affectée significativement par la conjoncture du marché financier. Au contraire, pour les fonds gagnants, le pourcentage de ceux qui augmentent simultanément leur risque absolu et relatif (qui peut-être lu dans la case croisant la hausse du bêta et l'éloignement au benchmark) augmente de façon très nette (passant de 7.6% à 35%) et très significative lorsque les marchés sont haussiers.

Alors qu'en marché baissier la proportion de ceux qui augmentent simultanément les deux dimensions du risque est très significativement inférieure pour les fonds gagnants (7% contre 40% pour les perdants), cette proportion n'est pas significativement différente en période de hausse des marchés.

Ces résultats viennent compléter les précédents : du point de vue des fonds les moins performants, on observe ici un comportement de prise de risque particulier et indépendant de la conjoncture des marchés financiers : plus fréquemment que les autres, ils tendent à s'éloigner du benchmark en fin d'année. Toutefois, nous retrouvons ici des éléments attestant d'une forte réactivité des fonds les plus performants à la situation des marchés, puisque la proportion d'entre eux qui augmentent leur bêta tout en l'éloignant de l'unité est beaucoup plus importante en période haussière.

#### ***V. 4 - Décomposition de l'évolution du bêta***

Nous cherchons à voir ici si les évolutions de risque en fin d'année que nous venons de décrire, plus précisément les évolutions du *bêta*, ont pour origine une stratégie « active » de mise en portefeuille de nouveaux titres à *bêtas* plus élevés ou plus faibles. Car, comme nous l'avons montré plus haut dans une relation qui est rappelée ci-dessous, la variation du *bêta* entre deux trimestres se décompose en trois parties : la variation du *bêta* moyen des titres déjà en portefeuille (premier terme de la relation ci-dessous intitulé « inertie » dans le tableau), les effets de déformation de la structure du portefeuille liés aux variations de prix (effet « structure ») et enfin l'effet de la rotation du portefeuille (troisième terme).

$$\beta_{t+1} - \beta_t = wr_t(\beta_{t+1}^R - \beta_t^R) + (wr_{t+1} - wr_t)(\beta_{t+1}^R - \beta^E) + ws(\beta^E - \beta^S)$$

Si le fait de conserver en portefeuille des titres de risque systématique élevé ou faible peut constituer en soi une stratégie de prise de risque, l'action d'aller chercher des titres dont les *bêtas* sont plus élevés ou plus faibles que ceux de la moyenne du portefeuille atteste à l'évidence d'une volonté marquée de manipuler son niveau de risque. Les résultats de cette décomposition sont présentés dans le tableau 4, sous une forme identique à celle retenue pour les tableaux précédents. Les effets de structure n'ont pas été reportés dans ce tableau : ils sont en valeur absolue toujours inférieurs à 0.001 et ne sont jamais significatifs aux seuils habituels pour l'ensemble des fonds et pour toutes les configurations retenues. En ce sens, nous pouvons considérer que leur influence dans la variation du *bêta* est négligeable.

La quatrième colonne du tableau 4 rappelle que tous les *bêtas* sont en hausse entre le 3<sup>ème</sup> et le 4<sup>ème</sup> trimestre, à l'exception des fonds les plus performants en période baissière. S'agissant de la décomposition, il faut tout d'abord remarquer que, en règle générale, la hausse du risque en fin d'année s'explique pour une part importante par un effet d'inertie positif, c'est-à-dire par l'augmentation des *bêtas* des titres restants en portefeuille. La seule

exception à ceci est encore une fois le cas des fonds les plus performants dont les bêtas de titres en portefeuille tendent à diminuer quand le marché est en baisse.

**Tableau 4 : Décomposition de l'évolution du *bêta* en fin d'année**

Période totale 1999-2004	<i>bêta</i> au 4 <sup>ème</sup> trimestr e	<i>bêta</i> des titres entrants en T4	<i>bêta</i> des titres sortants en T4	Variation du <i>bêta</i> entre T3 et T4			
				Total	Effet d'inertie	Effet de rotation	Test d'égalité de l'effet de rotation à celui de l'ensemble des fonds (a)
Les 20% les moins performants	1.175	1.195	1,162	<b>+0.042</b>	<b>+0.030</b>	<i>+0.014</i>	-0.16
Les 20% les plus performants	0.956	1.133	0,920	<b>+0.053</b>	<b>+0.021</b>	<b>+0.043</b>	<b>+2.71</b>
Ensemble des fonds	1.041	1.111	1.029	<b>+0.040</b>	<b>+0.023</b>	<b>+0.020</b>	
<b>Marché baissier : 2000 à 2002</b>							
Les 20% les moins performants	1.208	1,208	1.209	<b>+0.026</b>	<b>+0.024</b>	+0.004	-0.34
Les 20% les plus performants	0.873	0,873	0,910	-0.006	-0.008	+0.002	-0.74
Ensemble des fonds	1.024	1,024	1.051	<b>+0.018</b>	<b>+0.014</b>	+0.005	
<b>Marché haussier 1999, 2003 et 2004</b>							
Les 20% les moins performants	1.131	1,131	1.102	<b>+0.063</b>	<b>+0.037</b>	<i>+0.026</i>	-0.05
Les 20% les plus performants	1.061	1,061	0,933	<b>+0.128</b>	<b>+0.059</b>	<b>+0.094</b>	<b>+3.17</b>
Ensemble des fonds	1.063	1,063	1.001	<b>+0.068</b>	<b>+0.034</b>	<b>+0.040</b>	

Le nombre de points disponibles dans chaque configuration est donné en tableau 2. Les trois dernières colonnes sont les trois composantes de la variation du *bêta* en fin d'année, l'effet d'inertie est lié à la variation des *bêtas* des titres restants en portefeuille, l'effet de structure traduit la déformation des poids de chacun des groupes de titres entre t et t+1, l'effet de rotation est lié à l'écart entre *bêta* moyen des titres entrants et *bêta* moyen des titres sortants. Les coefficients en italique sont significatifs à 5%, ceux qui apparaissent en gras sont significatifs à 1%.<sup>(a)</sup> Les statistiques fournies en dernière colonne résultent de régressions de l'effet de rotation sur une variable indicatrice du quintile (resp les 20% les plus et 20% les moins performants) de la rentabilité en début d'année. La statistique indiquée teste l'hypothèse nulle d'égalité zéro du coefficient de l'indicatrice, et suit sous cette hypothèse une loi de Student.

Enfin, l'observation des effets de rotation fait apparaître des résultats intéressants. En période de baisse, ils sont faibles et non significatifs pour les deux groupes retenus ici. La dernière colonne du tableau montre qu'il n'y a pas de différence significative de comportement entre les fonds les plus ou les moins rentables, et les fonds intermédiaires. En période de hausse, les fonds semblent tous acquérir des titres de *bêtas* plus élevés, mais la dernière colonne nous indique que le phénomène est significativement plus marqué pour le groupe des fonds les plus performants.

Au total, l'observation des effets de rotation nous montre qu'il y a bien une volonté délibérée pour les fonds, et plus particulièrement marquée chez les fonds gagnants d'accroître

le risque systématique du portefeuille en période de hausse des marchés, en introduisant dans leur portefeuille des titres de *bêta* plus élevé que ceux qui en sortent.

## VI - CONCLUSION

Dans l'ensemble, nous pouvons conclure que, comme sur les marchés des pays anglo-saxons, il y a bien des prises de risque en fin d'année dans le cas des OPCVM actions français. Elles diffèrent selon le classement en termes de rentabilité des fonds d'une part, et selon l'état du marché d'autre part. On peut parler d'un effet tournoi en période de baisse des marchés : les fonds les moins bien placés en début d'année augmentent plus que les autres leur risque en fin d'année. Mais il ne semble pas que ce soit sur cette classe de fonds que les comportements sont les plus intéressants.

Conformément aux résultats du modèle de Taylor (2003), nous montrons en effet qu'il y a bien de la part des fonds transitoirement gagnants, une réaction stratégique à la volonté de rattrapage des autres fonds, mais que cette réaction est contingente à l'état des marchés. En résumé, en période baissière, ils font preuve d'une extrême prudence : en déformant la structure globale de leurs portefeuilles en faveur des placements moins risqués (obligations et liquidité) sans faire varier le niveau de risque absolu de leur portefeuille-actions, mais avec une majorité de fonds qui se rapprochent du *benchmark*. Alors qu'en période de croissance des marchés financiers, les fonds gagnants augmentent leur niveau de risque absolu et une proportion plus forte de fonds s'éloignent du *benchmark* qu'en marché baissier<sup>29</sup>. L'accroissement du niveau de risque du portefeuille s'effectue par l'introduction d'actions ayant un niveau de risque plus élevé. La pratique consistant à acquérir en fin d'année de hausse des marchés des titres de *bêtas* élevés, est présente pour tous les fonds, mais paraît significativement plus marquée pour les fonds transitoirement gagnants.

Les conséquences des comportements que nous venons de décrire sont potentiellement importantes et suggèrent un certain nombre de développements. D'une part, on peut penser que les investisseurs finals qui délèguent la gestion de leur portefeuille ne sont pas forcément conscients de ce surplus de risque qui ne répond pas nécessairement à leurs propres intérêts. A cet égard, il serait intéressant de mesurer comme le font Lin, Chung et Lee (2004), les effets sur la rentabilité à venir de ces manipulations du risque. Ces auteurs montrent que les fonds qui prennent le plus de risque n'ont pas une rentabilité *ex-post* plus élevée que les autres. Ce résultat est particulièrement significatif puisqu'il indique qu'il n'y aurait pas une juste rémunération du risque pris.

De plus, compte tenu du poids de la gestion déléguée sur les marchés financiers, il peut en résulter une déformation globale des prix d'actions en fonction de leur niveau de risque. Or ces variations de prix ne sont pas liées à des informations fondamentales, mais aux effets de la compétition que se livrent les fonds pour attirer les investisseurs. Par exemple, la recherche systématique de titres de risque élevé devrait tirer les prix d'actions risquées vers le haut sans que cela se justifie par une information nouvelle sur ces titres. Le développement de ce type de comportements pourrait être source d'inefficience, et entraîner une mauvaise allocation des ressources sur les marchés financiers<sup>30</sup>.

---

<sup>29</sup> Même si, rappelons-le, cette proportion ne dépasse pas la proportion équivalente chez les fonds perdants.

<sup>30</sup> Cela pourrait aussi expliquer un certain nombre d'anomalies empiriques repérées sur les marchés d'actions (volatilité du *bêta*, aplatissement de la relation rendement risque...).

Sur ce même thème, de larges perspectives de recherche sont ouvertes. En amont de ce travail, de nombreuses interrogations se posent sur l'origine et l'intensité de la compétition que se mènent les fonds. Ainsi, dans le cas français, on a longtemps considéré que le marché des OPCVM n'était pas très concurrentiel en ce sens que les banques y jouaient un rôle dominant et que leur clientèle était captive. Or le marché a connu ces dernières années de profondes mutations<sup>31</sup>. L'intensification de la concurrence internationale, la multiplication des sociétés de gestion et l'accroissement déjà évoqué du volume des actifs sous gestion déléguée, sont autant d'évolutions qui vont dans le sens d'une compétition renforcée entre les fonds. Etudier empiriquement dans le cas français, l'existence et la forme de la relation entre l'attractivité d'un fonds et sa rentabilité passée devient donc particulièrement intéressant, et pourrait fournir une justification aux prises de risque que nous avons observées dans ce travail.

### Références bibliographiques

- Banque des Règlements Internationaux (2003), « Incentive Structures in Institutional Asset Management and their Implications for Financial Markets », *Rapport du Comité sur le système financier global (CFG)*, mars.
- Barberis N., Thaler R. (2003) « A Survey of Behavioral Finance », *Handbooks of the Economics of Finance* Vol 1 B, Chapitre XVIII, G. Constantinides M. Harris, et R. Stulz. eds, Elsevier.
- Bellando R. (2008) "Le conflit d'agence dans la gestion déléguée de portefeuille : une revue de littérature" *Revue d'Economie Politique* n°3 mai-juin.
- Bellando R., Lequéré F., Mercurelli F., Pollin J.P., Ringuedé S., Trinh-Dieu L., Vaubourg A-G., (2007) « La gestion déléguée d'actifs financiers : théorie, observation, enjeux », *Rapport du Laboratoire d'Economie d'Orléans pour l'Observatoire de l'Épargne Européenne*.
- Bellando R., Ringuedé S. (2007) "Compétition entre fonds et prise de risque excessive : une application empirique au cas des OPCVM actions de droit français" *Document de Recherche du LEO* n°2007-7.
- Boulier J. F., Pardo C. (2005), « Mini guide de la gestion pour compte de tiers ou tout ce que vous avez toujours voulu savoir sur la gestion d'actifs », *Revue d'Economie Financière*, 79, pp. 35- 60.
- Broihanne M-H. (2005) "Funds tournament and equity portfolio managers risk taking" *Mimeo*.
- Brown K. Harlow W., Starks L. (1996), « Of Tournaments and Temptations: An Analysis of Managerial Incentives in Mutual Fund Industry », *Journal of Finance* 51(1), pp. 85-110.
- Carpenter J. (2000), « Does Option Compensation Increase Managerial Risk Appetite? », *Journal of Finance*, 55(5), pp. 2311-2331.

---

<sup>31</sup> Voir le rapport de Bellando et alii (2007) pour l'OEE.

- Chevalier J., Ellison G. (1997), « Risk Taking by Mutual Funds as Response to Incentives », *Journal of Political Economy*, 105(6), pp. 1167-1200.
- Elton, E., Gruber M., Blake C. (2003), « Incentive Fees and Mutual Funds », *Journal of Finance*, 58(2), pp 779-804.
- Goriaev A., Palomino F., Prat A. (2001), « Mutual Funds Tournament: Risk-taking Incentives Induced by Ranking Objectives », *CEPR Discussion Paper*, 2794.
- Goetzmann W. Peles N. (1997), « Cognitive Dissonance and Mutual Fund Investors », *Journal of Financial Research*, 20(2), pp. 145-158.
- Grinblatt M., Titman S. (1989), « Mutual Fund Performance: an Analysis of Quarterly Portfolio Holdings », *Journal of Business*, 62(2), pp. 393-416.
- Ippolito R. (1992), « Consumer Reaction to Measures of Poor Quality: Evidence from the Mutual Fund Industry », *Journal of Law and Economics*, 35, pp. 45-70.
- Jans R., Otten R. (2005), « Tournaments in the UK Mutual Fund Industry », *Document de travail du département de Finance*, Maastricht University.
- Karceski J. (2002) « Return-chasing behaviour, mutual funds and the beta death » *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 37(4) pp 559,594.
- Kempf A, Ruenzi S. (2005), "Tournaments in Mutual Fund Families" EFA 2003 Annual Conference Paper; *CFR Working Paper* No. 04-02
- Lin M., Chung H., Lee C., (2004), « Mutual Fund Tournament Test: Do Shareholders Benefit from Fund Managers's Risk-Taking Behavior ?», *NTU International Conference on Finance 2004*, Taipei, Taiwan.
- Palomino F. (2005), « Relative Performance Objectives in Financial Markets », *Journal of Financial Intermediation*, 14, pp. 351-375.
- Ross S. (2004), « Compensation, Incentive and the Duality of Risk Aversion and Riskiness », *Journal of Finance*, 59(1), pp. 207-225.
- Sirri E. Tufano P. (1998), « Costly Search and Mutual Fund Flows », *Journal of Finance* 54(1), pp. 359-375.
- Stracca L. (2005), « Delegated Portfolio Management: a Survey of the Theoretical Literature », *European Central Bank Working Papers Series*, 520.
- Taylor J. (2003), « Risk-Taking Behaviour in Mutual Fund Tournaments », *Journal of Economic Behavior and Organisation*, 50(3), pp. 373-383.
- Wylie S. (1999), « Essays on the Decisions of Investors and Fund Managers », London Business School.

## Annexe : DESCRIPTION DES DONNEES

Les fichiers qui nous ont été fournis par la Banque de France proposaient à l'origine le suivi de 1 960 OPCVM différents, dont 493 fonds orientés actions françaises, sur la période comprise entre le premier trimestre 1999 et le troisième trimestre 2005 (27 trimestres). On ne dispose pas forcément pour chaque OPCVM de 27 trimestres de données, certains ont été créés, d'autres se sont éteints au cours de la période. Au total, pour les OPCVM qui nous concernent ici ce sont 7932 OPCVM-trimestres qui sont suivis. ce qui représente 425 448 lignes de portefeuille.

### 1- Nettoyage initial de la base

Un certain nombre de contrôles de cohérence ont été entrepris avant toute analyse sur ce premier jeu de fichiers. Nous avons d'abord réalisé un ensemble de contrôles relatifs au respect des règles de diversification et à la structure de portefeuille que la loi impose<sup>32</sup> aux OPCVM-actions. Nous vérifions tout d'abord que le nombre de titres en portefeuille est suffisant. Pour être plus précis, nous avons écarté les observations<sup>33</sup> qui ont à la fois moins de 20 titres<sup>34</sup> en portefeuille (dans le cas où il s'agit d'actions, il y aurait là une trop faible diversification) et moins de 2 titres d'OPCVM en portefeuille (cette contrainte permet d'exclure les fonds nourriciers qui ne font que reproduire le fonds maître). Enfin, une dernière étape consiste à éliminer les points pour lesquels la part des actions en portefeuille est inférieure au seuil légal pour les OPCVM actions en France : 60%. Au terme de ces traitements, il subsiste dans la base 410 970 lignes de portefeuille, 7445 OPCVM trimestres et 476 OPCVM. Les contrôles de cohérence nous font ainsi perdre au total 3.4% des OPCVM présents à l'origine dans le fichier, 6.2% des OPCVM-trimestres et 3.4% des lignes de portefeuille.

### 2- Les contraintes liés au calcul du *bêta*

Afin de calculer les *bêtas* des OPCVM, nous avons introduit une première contrainte liée à l'information dont nous disposons sur son portefeuille titres sur deux points : le pays d'origine du titre et l'accès au *bêta* du titre.

Puisque le calcul du *bêta* de l'OPCVM fait appel (voir annexe 5) à des covariances entre les marchés actions des différents pays dont sont originaires les titres et entre les marchés des changes, nous avons limité le nombre de pays à considérer à 29. Ces pays sont : la France, l'Australie, l'Autriche, la Belgique, la Brésil, le Canada, le Danemark, la Finlande, l'Allemagne, la Grèce, Hong-Kong, l'Irlande, l'Italie, le Japon, la Malaisie, les Pays-Bas, la Norvège, le Portugal, Singapour, la Corée du Sud, l'Espagne, la Suède, la Suisse, Taiwan, la Thaïlande, le Royaume-Uni, les Etats-Unis, la Chine, le Luxembourg. Les autres pays ont été écartés soit pour absence d'un indice de marché (Les Bermudes, Les Iles Caïman, par exemple), soit parce qu'ils étaient très faiblement représentés dans la base. Sur la période totale, les titres des 29 pays retenus représentent 98.0% du portefeuille des OPCVM, proportion qui est très stable dans le temps.

---

<sup>32</sup> On se référera à l'article L214-4 du *Code Monétaire et Financier* qui est accessible sur le site Légifrance du gouvernement français.

<sup>33</sup> En regardant l'histoire de ces fonds, nous avons constaté que ces incidents apparaissaient soit uniquement en début de vie soit uniquement en fin de vie.

<sup>34</sup> Cette contrainte a été abaissée à 17 titres pour les fonds pour lesquels un incident de ce type ne se produit qu'une seule fois.

Un second critère a trait à la connaissance du *bêta* des titres en portefeuille. Le pourcentage de titres renseignés sur ce point n'est pas constant dans le temps : alors qu'au premier trimestre 1999, on ne connaît que 57.4% des *bêtas* des titres cités, cette proportion s'élève de façon quasi continue au cours du temps pour atteindre 75.4% au troisième trimestre 2005. Au total, nous ne retenons que les observations (OPCVM-trimestre) pour lesquelles la calcul du bêta moyen du portefeuille-actions est effectué sur au moins 80% de celui-ci.

Enfin, si cette contrainte crée un trou dans l'histoire de l'OPCVM, nous n'avons conservé de l'OPCVM que l'épisode le plus long, à condition que la longueur de celui-ci soit supérieure à 50% de la durée de présence initiale de l'OPCVM. Les *bêtas* des OPCVM sont donc calculés sur un échantillon comprenant 462 OPCVM différents, et 7 109 OPCVM-trimestres.

### **3- La contrainte liée à la durée supposée du tournoi**

Nous cherchons à voir si la rentabilité relative d'un fonds en début d'année n'entraînerait pas une prise de risque spécifique en fin d'année. Nous ne pouvons donc conserver pour l'analyse que les OPCVM qui auront été présentes les quatre trimestres d'une même année. **Ce sont *in fine* 400 OPCVM et 6120 OPCVM trimestres qui sont analysés.** Les données relatives à l'année 2005, qui est incomplète, ne sont pas exploitées ici.