

50374  
2001  
31

UNIVERSITE DE LILLE 1  
INSTITUT D'ADMINISTRATION DES ENTREPRISES DE LILLE

THESE DE DOCTORAT EN SCIENCES DE GESTION

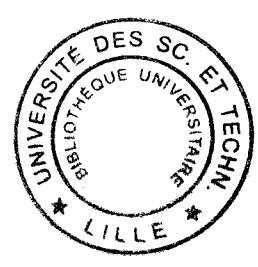
Présentée et soutenue publiquement par

Joël FOLENS

Le 19 décembre 2001

Mesure de performance des OPCVM actions françaises  
mars 1988 – février 2000

MEMBRES DU JURY



**Directeur de recherche:**

M. Pascal GRANDIN  
Professeur à l'Université de Paris XII

**Rapporteurs:**

M. Georges GALLAIS-HAMONNO  
Professeur à l'Université d'Orléans

M. Michel LEVASSEUR  
Professeur à l'Université de Lille II

**Suffragants:**

M. Jean-Pierre RAMAN  
Professeur à l'Université de Lille I

M. Yves SIMON  
Professeur à l'Université de Paris IX Dauphine

M. Alain TALLOIS  
Standard & Poor's Fund Services

L'université n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.

## Remerciements

*Mes remerciements vont tout d'abord au professeur Pascal GRANDIN pour avoir dirigé cette recherche. Son intérêt constant, ses conseils et précisions ont été indispensables à la complétude de celle-ci.*

*Je remercie les professeurs Georges GALLAIS-HAMONNO, Michel LEVASSEUR, Jean-Pierre RAMAN et Yves SIMON, je remercie également Alain TALLOIS, directeur général de Standard & Poor's Fund Services qui me font l'honneur de participer au jury de cette thèse.*

*Le professeur Georges GALLAIS-HAMONNO a bien voulu m'appuyer auprès de Standard & Poor's Fund Services. Je le remercie pour son intervention bienveillante. De même, je remercie les dirigeants de Standard & Poor's Fund Services pour la fourniture de la base de données et particulièrement Messieurs Alain TALLOIS et Denis LE BERCHE pour leurs conseils d'utilisation.*

*Le professeur Jean-Pierre RAMAN, les enseignants et chercheurs de l'IAE de Lille, les membres du CERF m'ont apporté leur soutien attentionné, je les en remercie vivement.*

# Sommaire

**Introduction.....3**

**Partie 1 Les éléments de la théorie du marché financier.....13**

Chapitre 1 La rentabilité d'un portefeuille.....15

Chapitre 2 Les biais de la mesure de rentabilité.....27

Chapitre 3 Les *Benchmarks*.....40

Chapitre 4 Les styles de Gestion.....53

**Partie 2 Les modèles de mesure de performance.....65**

Chapitre 1 Le ratio d'information et ses dérivés.....67

Chapitre 2 Les mesures de performance classiques.....78

Chapitre 3 Les autres mesures de *market timing* .....110

Chapitre 4 La persistance de la performance.....141

Chapitre 5 Les études empiriques.....152

**Partie 3 L'évaluation de la performance des OPCVM actions  
françaises .....196**

Chapitre 1 Présentation des hypothèses.....199

Chapitre 2 Contraintes de gestion et choix méthodologiques.....214

Chapitre 3 Aspects statistiques de la distribution des rentabilités.....227

Chapitre 4 La performance moyenne des OPCVM actions françaises de Mars 1988 à Février 2000.....	250
Chapitre 5 les OPCVM actions françaises: les mesures de performance et de risque.....	287
Chapitre 6: les OPCVM actions françaises, les mesures de <i>market timing</i> .....	313
Chapitre 7: les relations entre les mesures de performance.....	329
Chapitre 8: la persistance de la performance.....	337
<b>Conclusion.....</b>	<b>371</b>
<b>Bibliographie.....</b>	<b>375</b>
<b>Annexes.....</b>	<b>398</b>

# Introduction

## **1 L'importance de la gestion collective en France**

### **1-1 L'état des lieux**

Selon les chiffres de l'Association Française de Gestion, le montant sous gestion des Organismes de Placements Collectifs de Valeurs Mobilières (OPCVM) en France en fin d'année 1998 est de 534 milliards d'euros. Ce volume représente 6.9% de la gestion collective mondiale et place la France en première position européenne.

Si, de 1966 à 1979, les Sociétés d'Investissement à Capital Variable (SICAV) n'ont rencontré qu'un succès d'estime auprès du public, la création des Fonds Communs de Placement (FCP) en 1979 concomitante à la modification de la fiscalité des placements a marqué le vrai départ de la gestion collective dans notre pays. La collecte tend à s'accélérer : selon des chiffres provisoires cités par le journal La Tribune<sup>1</sup>, les souscriptions nettes (rachats déduits) se montent à 36.8 milliards d'Euros en 1999 et à 61.45 milliards d'Euros en 2000.

---

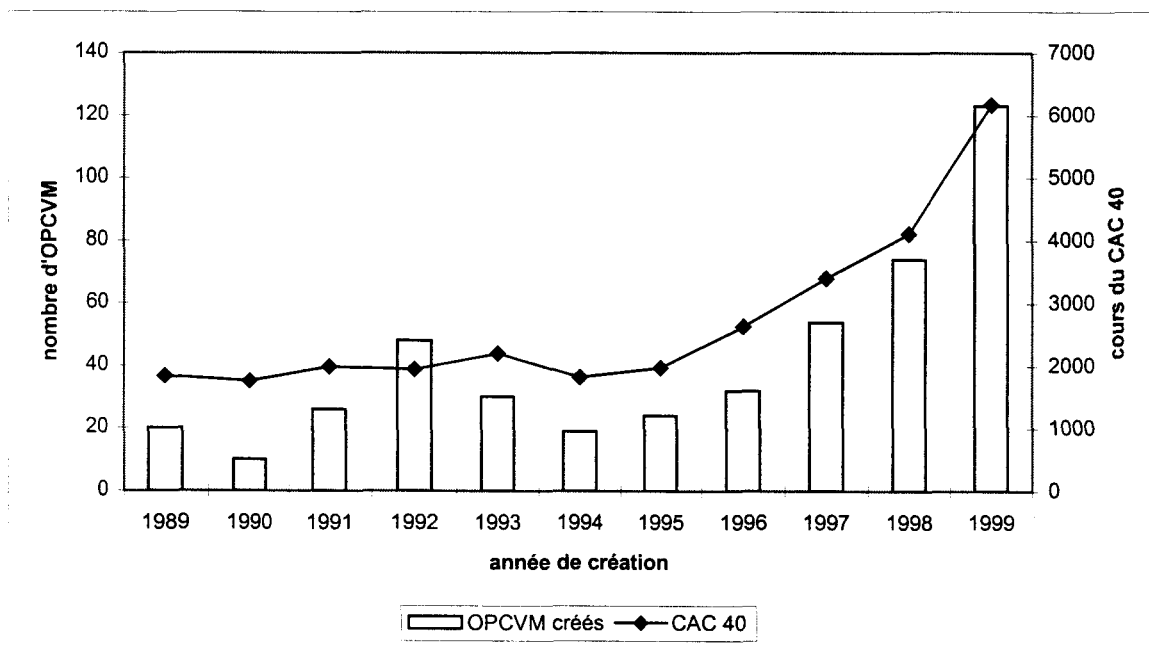
<sup>1</sup> Edition du 13 Janvier 2001

Le volume atteint est d'autant plus significatif que l'histoire boursière des deux dernières décennies n'a pas été tranquille avec les crises de 1987, 1990-1991 et 1994-1995. Ainsi, les investisseurs ont placé progressivement leur confiance chez les professionnels qui ont su la mériter en démontrant une capacité de gestion satisfaisante à leurs yeux aussi bien dans les périodes fastes que dans les moments difficiles.

Les créations nettes<sup>2</sup> d'OPCVM actions françaises reprises sur le graphique 1 montrent que le dynamisme des promoteurs de la gestion collective correspond à celui du marché dans son ensemble.

GRAPHIQUE 1

## Création d'OPCVM actions françaises et évolution de l'indice CAC 40



Note: Le coefficient de corrélation entre le nombre d'OPCVM créés lors de chaque exercice et l'indice CAC 40 est de 0,9638

Au-delà de cette corrélation, la création de nouveaux portefeuilles s'appuie sur la durée avec des perspectives positives.

<sup>2</sup> Par créations nettes nous entendons le solde naissances moins décès de portefeuilles durant l'année considérée qui démarre au 01/03/1988 pour se terminer le 28/02 ou le 29/02 de chaque année selon le cas.

## 1-2 Les perspectives d'évolution

La problématique des retraites est aujourd'hui présente dans tous les esprits. Si les discussions sur l'interprétation de l'évolution de la pyramide des âges restent vives, les conséquences sur le régime de répartition né à la fin du second conflit mondial du vingtième siècle ne sont pas définitivement acquises. Coexistent en effet deux risques démographiques : celui de la croissance de la population et celui de la durée de vie moyenne. Si le premier peut être évalué au moins pour l'avenir proche, le rythme d'augmentation de la durée de vie moyenne et ses conséquences restent incertains.

Par ailleurs, le contexte macro-économique dans lequel se produira le vieillissement démographique est peu prévisible mais sera déterminant quant à la capacité des états à assurer le financement des régimes de retraite.

Devant ces incertitudes, le besoin de sécurité pousse déjà les agents économiques à épargner en vue de cette étape de leur vie, et, en l'absence de décision nette des autorités françaises sur le régime fonds de pension, les professionnels répondent aux attentes en utilisant les possibilités juridiques et fiscales nées du code des assurances en plaçant dans ce cadre un volume important de portefeuilles.

La gestion collective a également un autre objectif de court terme, la gestion de patrimoines financiers de taille modeste qui ne peuvent être valablement diversifiés dans le cadre de la gestion individuelle en raison du coût et du temps à consacrer à celle-ci.

Les perspectives de développement de la gestion collective restent donc prometteuses à moyen et long terme. En prenant l'exemple des Etats-Unis, Ippolito (1986) estimait à 2000 milliards de dollars 1984 le montant susceptible d'être atteint par les *mutual funds* en l'an 2000. Il se trompait avec une marge d'erreur de 100% car le montant est aujourd'hui de plus de 4000 milliards hors inflation. Selon Ambachtsheer *et alii* (1998), le montant global des actifs des fonds dédiés à la retraite dans ce pays, les *pension funds*, est de \$12 000 milliards. Le nombre d'organismes de placement est passé d'environ 500 en 1982 à plus de 5000 aujourd'hui.



## **2 La nécessité de mesurer la performance**

### **2-1 L'intérêt théorique**

Le besoin de sécurité qui pousse les agents économiques à placer leur épargne milite également en faveur de moyens de mesure adéquats. Il est indispensable de savoir à tout moment quel est le niveau de rémunération de l'argent placé et quel est le risque encouru afin de trouver le compromis acceptable pour chaque investisseur.

L'intérêt théorique de la mesure de performance ne va pourtant pas de soi. Gallais-Hamonno et Grandin (1999) rappellent par exemple qu'une méthode d'évaluation statistique a été *"proposée en France dès 1970. Elle n'a suscité aucun intérêt car les gérants de l'époque ne voulaient pas entendre parler de mesures de performance"*.

Aftalion et Poncet (1991) soulignent l'importance des enjeux de la mesure de performance. *"A contrario, à première vue, l'existence de quelques "affaires" plus que douteuses concernant certains intermédiaires financiers ne devrait pas contredire ce mouvement (croissance de l'épargne placée dans les OPCVM) mais incitera justement les investisseurs à exiger des garanties quant au sérieux et à la crédibilité des performances affichées"*.

S'agissant en effet d'un engagement dont l'horizon est le long terme, les inconnues sont nombreuses : comment placer son épargne ? Cette épargne étant une privation de consommation immédiate dans l'espoir d'une rémunération qui permettra un meilleur niveau de consommation futur, comment choisir son niveau de risque de telle sorte que les performances soient au rendez-vous ? En d'autres termes, quelle est la bonne proportion d'actif sans risque et d'actif risqué pour un individu ? Comment définir un actif sans risque ?

## 2-2 L'intérêt pratique

Un conflit né en 1999 entre un fonds de retraite d'Unilever et Mercury Asset Management, une filiale de Merrill Lynch, pour une performance jugée insuffisante face au risque couru (8% en dessous de l'indice de référence alors que le contrat unissant les parties limitait l'écart à 3%) est sans doute un accroc de gestion qui souligne l'importance du choix du prestataire de services et de sa capacité à respecter les critères du contrat de gestion pour répondre aux souhaits de l'investisseur ; c'est un cas classique de la relation d'agence. Ce fonds de retraite a au moins les moyens de mesure et les connaissances nécessaires à l'audit de la performance.

Qu'en est-il du particulier qui s'en remet aux documents des intermédiaires annonçant tous comme la règle l'exige que "*la performance passée ne garantit pas la performance future*" ? La presse financière publie des classements établis sur des périodicités plus ou moins longues.

Dans le supplément à la revue *Analyse Financière* daté de septembre 1999, nous lisons le souhait de voir s'établir des normes internationales de présentation des performances<sup>3</sup> car le constat dressé est le suivant:

*" Les pratiques diffèrent considérablement d'un pays à l'autre en matière de techniques de gestion, de réglementation, de calcul et de présentation des performances ".*

## 2-3 L'intérêt méthodologique

L'investisseur se retrouve en position de choix devant l'incertain. Sharpe (1998) attire l'attention sur les imperfections des étoiles attribuées par *Morningstar*<sup>4</sup> à propos de sa mesure baptisée "*risk-adjusted rating*" qui est suivie par bon nombre d'épargnants puisque l'auteur estime que 90% des nouvelles souscriptions dans les *mutual funds* sont réalisées vers les portefeuilles collectifs ayant reçu quatre et cinq étoiles.

---

<sup>3</sup> Ce sont les normes GIPS (Global Investment Performance Standards) proposées par l'AIMR (Association for Investment Management and Research) à laquelle participe activement la SFAF (Société Française des Analystes Financiers)

<sup>4</sup> Ce journal fournit des analyses à l'attention du grand public

Jain et Wu (2000) montrent que la publicité publiée dans *Barron's* ou *Money magazine*<sup>5</sup> met en valeur la performance de fonds supérieure à la moyenne de la catégorie en vue d'obtenir des flux d'achat. De ce point de vue, le but est atteint, mais la performance mesurée à la suite est inférieure à la moyenne de la catégorie faisant sans doute autant d'investisseurs déçus.

Il existe aux Etats-Unis plusieurs publications régulières des fonds les moins performants : pour citer l'une d'entre elles, la *Lemon list*<sup>6</sup> de Fabian Investment Resources<sup>7</sup>. Ce type de liste commence également à exister en France, certains journaux financiers publient de loin en loin quelques noms d'OPCVM qui sont à la traîne. Les critères de sélection sont simplement basés sur une médiocre performance comparée à celle des portefeuilles rangés dans la même catégorie. Cela étant, le mode de sélection basé sur la seule performance n'est pas satisfaisant pour signifier une condamnation provisoire ou définitive.

Comprendre la mesure de performance prend alors tout son sens. Connaître les causes de cette performance permet de se positionner ou de s'abstenir pour l'avenir sur la base de critères concrets autres que la seule relation de confiance entretenue avec le professionnel.

## 2-4 L'intérêt empirique

L'industrie du placement collectif en France est récente et les nombreux travaux consacrés tant aux aspects théoriques qu'à leurs vérifications empiriques n'ont pas encore quarante ans pour les plus anciens d'entre eux.

Cette thèse s'inscrit dans le cadre de ces recherches qui tentent d'apporter un éclairage sur les performances de la gestion collective des portefeuilles investis en actions en France. Il s'agit à notre connaissance de la première étude exhaustive sur les OPCVM actions françaises ayant comme caractéristique commune la gestion active. Jusqu'alors en effet, faute de base de données, les chercheurs ont été dans l'obligation de se limiter à l'observation d'échantillons. La période d'observation est plus longue que celle

---

<sup>5</sup> *Barron's* et *Money Magazine* sont deux journaux financiers lus essentiellement aux Etats Unis

<sup>6</sup> La liste qui gratte ou qui dérange pour traduire littérairement la notion de citron

<sup>7</sup> dont l'adresse Internet est la suivante : <http://www.fabian.com>.

des études réalisées jusqu'à ce jour puisqu'elle s'étend de mars 1988 à février 2000.

Nous précisons dans la présentation complète que nous avons limité le champ d'investigation à la gestion active en excluant les fonds indiciels et les fonds de fonds afin de ne pas augmenter artificiellement les volumes montrant un même niveau de rémunération et de volatilité.

Nous regretterons de ne pas avoir eu accès à une base exhaustive des actifs sous gestion de même qu'aux volumes souscrits et rachetés, sans parler des frais de gestion, d'entrée et de sortie. Réglementairement, la composition des portefeuilles ne fait pas l'objet de publications, seules, les catégories d'appartenance sont connues. Ce sont autant de limites que le temps, nous l'espérons, permettra de lever progressivement. Il s'agit d'un premier pas dont le but est de tester les modèles existants en apportant nos commentaires sur leur utilisation et, au travers des résultats, d'observer les évolutions des performances mesurées.

### **3 Le contexte de l'étude**

Salvati (1997) pose le problème de la mesure de la performance des gérants en affirmant que celui-ci n'existerait pas *"si les coûts de transaction et d'acquisition de l'information étaient nuls, si tous les investisseurs individuels savaient choisir un portefeuille optimal ou efficient, et si ces investisseurs disposaient tous du temps nécessaire pour rassembler et traiter l'information pertinente..."*

Voilà posés les termes généraux de la réussite financière qui permettent à un agent économique de faire fructifier son épargne au mieux de ses intérêts et, au-delà, de connaître les instants optimaux pour épargner ou pour consommer. Or, ces conditions requises n'existent que rarement dans la réalité ne fût-ce qu'en raison de l'âge de chaque agent, des différences de niveau de richesse, des différences de culture face à cette richesse...

De "l'incapacité" des investisseurs à consacrer le temps et l'énergie indispensables à l'exercice du meilleur choix naît une relation d'agence avec un mandataire chargé d'apporter les connaissances et le temps, le client

accepte alors de rémunérer non seulement l'information, la transaction, mais aussi l'intervention du gérant professionnel.

L'investisseur qui reste le responsable du niveau de risque initial, limite alors volontairement son rôle à l'observation du travail effectué en comparant la performance à l'idée qu'il se fait d'une gestion optimale.

Dans ce contexte, notre recherche rappelle dans une première partie les fondements théoriques qui font aujourd'hui l'objet d'un consensus.

Pour pouvoir évaluer un marché, la théorie financière s'attache en premier lieu à mettre tous les agents économiques sur un pied d'égalité. Ainsi sont émises les hypothèses rassemblées par Jensen (1972)

- Tous les investisseurs sont rationnels et composent des portefeuilles se situant sur la "frontière efficiente "
- Un investisseur ne peut à lui seul exercer une influence sur le prix d'équilibre
- Le marché est efficace dans la mesure où il est considéré comme parfaitement liquide
- Les attentes de rentabilité sont les mêmes
- Toute l'information est disponible sans coût
- L'investisseur peut prêter ou emprunter au même taux appelé le "taux sans risque ". Les anticipations de ce taux sont les mêmes chez tous les investisseurs
- L'horizon des investisseurs est semblable, il est mono périodique
- Les coûts de transaction sont inexistant

Nous consacrons les premiers chapitres à ces éléments de la théorie financière qui sous-tendent la mesure de performance. De même, nous abordons les différents biais techniques et psychologiques qui viennent perturber les comportements rationnels.

Dans la deuxième partie, nous passons en revue les modèles de mesure de performance. Les ratios d'information offrent une vue instantanée de la performance, les mesures classiques de Sharpe, Treynor et Jensen demeurent les références de base. Fama ajoute la notion de sélectivité nette.

Le marché est considéré comme le facteur de référence et les mesures, positives ou négatives sont des "anomalies " qui soulignent les écarts existant

entre le cadre idéal défini ci-dessus et la réalité. La critique de Roll au milieu des années 70 vient semer le doute sur le caractère explicatif du marché en estimant que d'autres facteurs explicatifs existent en amont et ne sont pas pris en compte si la mesure se limite à la seule référence d'un indice. S'ensuivent des modèles qui s'attachent à déterminer les facteurs explicatifs tant micro-économiques, explicatifs du risque de chaque entreprise que macro-économiques, explicatifs des mouvements du marché. Hélas, ces modèles montrent leurs limites au fil du temps, et malgré des traitements de données de plus en plus sophistiqués, il paraît évident que l'histoire ne se renouvelle pas de la même manière et que, pour citer Fama (1991) "*les suites ne valent pas l'original*".

Ce même auteur (1996), à la suite des remarques faites sur ses travaux de 1993 consacrés à la recherche de facteurs explicatifs des rentabilités, dénonce les effets pervers du *data mining*<sup>8</sup> en poursuivant la discussion sur les facteurs explicatifs supposés définitifs et qui ne résistent pas à l'usure du temps.

Les années 90 ne sont d'ailleurs plus marquées par la recherche d'une martingale explicative mais sont davantage consacrées aux analyses liées à la mercatique et à l'aversion au risque des investisseurs. Il s'agit peut-être d'un aveu d'impuissance à trouver le modèle exclusif de mesure de performance.

Ces deux premières parties contiennent l'essentiel de la revue de littérature traitant de notre sujet de recherche.

La troisième partie est consacrée à l'évaluation des performances des OPCVM investis en actions françaises.

Nous formulons d'abord les hypothèses de notre étude. Elles sont classiques dans la mesure où elles sont l'application des modèles présentés par les auteurs passés sous revue. La méthodologie est proposée et nous présentons la base de données mise à notre disposition par Standard and Poor's Micropal. Nous ajoutons une question, celle de l'impact de la fiscalité du Plan d'Épargne en Actions afin de savoir si les contraintes liées à l'avantage sont prises en compte dans la gestion des portefeuilles qui affichent leur éligibilité à la formule.

---

<sup>8</sup> que l'on peut traduire par l'analyse ou l'interprétation des données

Les résultats de nos recherches précèdent alors une discussion sur ceux-ci au regard des hypothèses formulées.

Partie 1

**Les éléments de la théorie du marché financier**



## **Introduction**

La présentation des modèles de mesure de la performance demande une référence aux fondamentaux théoriques qui structurent les réflexions et recherches portant sur les actifs financiers. C'est pourquoi nous les rappelons brièvement sans qu'il s'agisse ici de réaliser un travail exhaustif.

Le premier chapitre est consacré à la rentabilité d'un portefeuille compte tenu des mouvements de fonds et de la durée. L'incidence des frais prélevés est mentionnée à la fois comme un obstacle à la rentabilité pour l'investisseur mais comme la source de revenus des promoteurs et de gérants qui communiquent sur leurs capacités au travers d'une démarche classique ; de ce point de vue, les produits d'épargne sont bien des produits de consommation courante.

Le deuxième chapitre détaille les différents biais qui viennent troubler la vue rationnelle des acteurs des marchés avec notamment le biais du survivant.

La mesure de performance suppose qu'il existe une référence à laquelle tout investisseur et tout gérant peut se comparer quel que soit l'objectif de gestion qui lui est assigné. Nous définissons cette référence et ces caractéristiques de gestion dans le troisième chapitre.

Le dernier chapitre aborde les styles de gestion que l'on peut définir comme l'orientation sectorielle du portefeuille au sens large.

## Chapitre 1

# La rentabilité d'un portefeuille

### Introduction

Nous avons posé en introduction la première question que l'investisseur doit résoudre avant de pouvoir prendre une décision : celle du calcul de la rentabilité. Le premier aspect de la réponse est celui du laps de temps retenu par les promoteurs pour informer leur clientèle. Les relevés de portefeuilles trimestriels ne suffisent pas puisqu'ils sont la plupart du temps dénués d'informations sur l'évolution et la comparaison des performances réalisées.

La presse spécialisée présente des résultats calculés sur des périodes plus ou moins longues avec des exigences de mercatique suggérées par les annonceurs. En effet, si la période qui précède immédiatement la publication a été profitable, la tentation de présenter et de commenter des résultats centrés sur ce laps de temps est assez grande. Si les résultats sont moins bons, l'allongement de la période de calcul permet de gommer une contre-performance que l'on espère passagère. La présentation systématique de résultats sur l'année en cours, l'année et les trois ans et cinq ans précédents sont néanmoins un premier moyen de jugement pour l'investisseur : la longévité d'un portefeuille signifie que, jusqu'au moment de la publication, les performances ont été suffisamment élevées pour attirer des clients.

Au-delà de l'occasion favorable choisie pour vanter une performance, il convient donc de savoir comment les calculs de performance sont effectués.

Nous présentons les mesures de rentabilité de portefeuille envisageables en commentant leur utilisation.

Nous rappelons succinctement la notion de risque attachée à la performance.

### **1 Rentabilité avec une seule opération de placement à l'origine**

Dans ce cas, le taux de rentabilité d'un portefeuille s'évalue par rapport aux seules valeurs liquidatives :

$$R_{pf} = \frac{Vl_t}{Vl_{t-1}} - 1 \quad (1)$$

Avec

$R_{pf}$  le taux de rentabilité du portefeuille

$Vl_t$  et  $Vl_{t-1}$  les valeurs liquidatives de la période courante et de la période précédente.

La valeur liquidative est représentative des titres qui composent le portefeuille.

Il est rappelé à ce propos que les valeurs liquidatives des OPCVM en France sont arrêtées chaque jour pour les OPCVM dont l'actif dépasse 80 millions d'euros alors qu'il existe des FCP les calculant simplement à la quinzaine notamment lorsqu'ils sont investis pour partie dans des actifs de pays émergents ou, de manière plus générale, lorsque les valeurs ne font pas l'objet de cotation régulière, sans parler des fonds de capital risque pour lesquels les pas d'observation d'une partie du portefeuille sont naturellement plus longs puisque certains titres ne sont pas cotés sur un marché officiel.

L'investisseur qui retient ce mode de calcul limite sa connaissance à la mesure effectuée en fin de période. Il oublie vraisemblablement les coupons qui sont détachés durant ce laps de temps. La distinction entre dividende et plus ou moins value des titres n'est alors pas connue, la pression fiscale vient diminuer la rentabilité réelle. La différence entre OPCVM de distribution et de capitalisation suppose que soient pris en compte les dividendes payés au client.

Bien plus, le client qui ne solde pas sa position ne tient pas compte des frais de sortie éventuels et de la fiscalité (fictive tant que l'opération n'est pas constatée mais en germe comme disent les comptables). Or ces frais viennent grever d'autant la rentabilité. Notre thèse n'échappe d'ailleurs pas à ce contexte hors frais et hors fiscalité ; c'est une limite classique aux études comparatives qui ne peuvent tenir compte de chaque cas particulier.

Il existe deux alternatives pour pallier en partie à cet inconvénient : le calcul du taux de rentabilité moyen et le taux de rentabilité en glissement.

## **2 Le taux de rentabilité moyen et le taux de rentabilité en glissement**

L'investisseur qui effectue plusieurs opérations d'achat et de vente au cours de l'année peut opter pour la moyenne des gains et des pertes qu'il réalise. Lors de sa déclaration annuelle de plus et moins values boursières, c'est la notion de moyenne qui est alors retenue comme base de calcul de l'impôt. Cette notion n'est toutefois pas satisfaisante comme moyen de mesurer la performance puisqu'elle ignore les encours.

La Commission des Opérations de Bourse recommande en 1985<sup>1</sup> la mesure en glissement qui est une extension de la performance moyenne. Il s'agit en effet de réaliser la moyenne des rentabilités d'une période en estimant que les flux de chaque mesure sont égaux et de comparer la même moyenne obtenue un an plus tard. Cette mesure est peu utilisée en raison de son déphasage constant avec la réalité quotidienne. Aftalion et Poncet (1991), répondant à une suggestion de Jacquillat, notent d'ailleurs que "*Seule la méthode des rentabilités annuelles glissantes doit être écartée, car elle pose plus de problèmes qu'elle n'en résout. D'abord, deux ans de données sont nécessaires pour obtenir des résultats sur une période d'un an. Ensuite, il est impossible de savoir à quelle année se rattache la performance moyenne ainsi calculée, puisque sont utilisées dans le calcul des données relatives aux deux années. Enfin, et peut-être surtout, le taux de rentabilité ainsi calculé ne représente celui d'aucun*

---

<sup>1</sup> Bulletin mensuel de la COB n°1983 juillet 1985

*investisseur réel du fonds, quelles que soient ses dates d'entrée et de sortie de ce dernier".*

### **3 Rentabilité avec des mouvements de fonds**

Ces mouvements peuvent avoir pour origine des apports en argent frais effectués par les épargnants, le détachement de coupons des titres constituant le portefeuille dont le montant est réinvesti de manière immédiate ou différée. A l'inverse, le paiement de dividendes aux épargnants et les opérations de rachat de parts ou d'actions viennent diminuer le montant de l'actif.

#### **3-1 Le taux de rentabilité pondéré par les capitaux investis**

Il s'agit alors de tenir compte de la moyenne des capitaux investis ou retirés durant la période de calcul.

$$R_{pf} = \frac{(V_t + Fl - V_{t-1})}{\left(V_{t-1} - \frac{1}{2} Fl\right)} \quad (2)$$

Avec

$R_{pf}$  la rentabilité du portefeuille

$V_t$  et  $V_{t-1}$  comme valeurs liquidatives de la période courante et de la période précédente

$Fl$  l'ensemble des flux positifs ou négatifs constatés durant la période.

Cette approche met en valeur les souscriptions et rachats de même que les flux nés des encaissements reçus par le portefeuille et le paiement des dividendes aux souscripteurs en cas de distribution. Les flux sont regroupés en milieu de période.

Observer sans discernement des périodes successives peut donner une image trompeuse de la performance lors du paiement par le portefeuille d'un dividende trimestriel par exemple. Toutefois, comparer ce qui peut l'être et notamment la

période correspondante de l'année précédente est une méthode rustique qui offre l'avantage d'une compréhension à la portée du plus grand nombre.

### 3-2 Le taux de rentabilité interne

Il s'agit d'égaliser les mouvements monétaires successifs qu'ils soient positifs ou négatifs et calculés au taux de rentabilité de l'actif  $i$ .

L'actualisation est réalisée sur les flux entrants et sortants de telle sorte qu'une égalité soit obtenue entre eux :

$$\sum_{t=0}^n Flux^+ (1 + \bar{r}_i)^{n-t} = \sum_{t=0}^n Flux^- (1 + \bar{r}_i)^{n-t} \quad (3)$$

Dans l'équation 3, les flux sont indiqués avec leur signe.

Le premier problème posé par cette approche est celui de l'actualisation de tous les termes de la séquence au même taux, comme si le marché n'évoluait pas pendant la période couverte par le calcul.

L'autre problème est celui de la dépendance de la chronologie des mouvements. En effet, de même que les changements de signes successifs viennent perturber les calculs, le résultat des observations peut être différent suivant que les flux sont concentrés en début ou en fin de période d'observation.

Pour faire face à ces aléas, les trésoriers et directeurs financiers prennent l'habitude de calculer les valeurs actuarielles nettes afin de valider leurs observations et d'assurer le reporting. Pour le gestionnaire, cette méthode n'est pas envisageable compte tenu de la diversité des apporteurs et des calculs très lourds engendrés par celle-ci.

### 3-3 Le taux de rentabilité pondéré par la durée

Le "*Time Weighted Rate of Return*" est une mesure de croissance géométrique. Il s'agit de la composition des taux obtenus durant les différentes périodes s'étendant entre les flux monétaires :

$$(1 + \bar{r})^n = (1 + r_1)(1 + r_2)\dots(1 + r_n) \quad (4)$$

Dans cette approche, la représentation des flux disparaît ; ainsi, l'élément essentiel devient le rendement périodique. Cet aspect est intéressant pour le gestionnaire qui ne maîtrise pas les entrées et sorties de capitaux décidés par les investisseurs. C'est pourquoi cette formule est utilisée pour jauger les performances des gérants de portefeuille.

En généralisant, si l'espace d'observation est divisé en  $N$  sous-périodes précédant les mouvements de capitaux, la rentabilité pondérée par la durée suit la formule :

$$R_{pf} = \prod_{t=1}^N (1 + R_{pft}) - 1 \quad (5)$$

Cette mesure est retenue par l'AIMR<sup>2</sup> et la SFAF<sup>3</sup> qui souhaitent voir son application systématisée en France en 2005.

### 3-4 Le taux de rentabilité logarithmique

L'utilisation des logarithmes dans les travaux de recherche simplifie les calculs et leur interprétation. En effet, plus les niveaux de cours sont élevés, plus la variance est importante. Aftalion (2000) rappelle que les rentabilités simples ont des moyennes qui dépendent de leur volatilité et qu'elles ne suivent pas une distribution normale. La mesure du risque dans l'espace moyenne variance est améliorée par le recours au logarithme qui permet d'obtenir des distributions se rapprochant davantage de la loi normale. Au demeurant, les tests de normalité supposent l'utilisation du logarithme népérien.

La propriété d'additivité est en outre d'une utilisation commode. Elle permet de calculer aisément la rentabilité par rapport à la valeur moyenne de l'OPCVM pendant la sous-période, ce qui améliore le traitement de la problématique des entrées et sorties de capitaux.

Dans l'équation 4, il est supposé que les périodes soient de durée identique. Si tel n'est pas le cas, il est possible de définir les différentes périodes :  $\theta$  choisi

<sup>2</sup> l'AIMR est l'Association for Investment Management and Research

<sup>3</sup> la SFAF est la Société Française des Analystes Financiers

comme point de départ,  $\theta_1$  marquera la fin de la première période et s'appliquera ainsi au taux de rentabilité  $r_1$  de celle-ci et ainsi de suite.

Nous pouvons alors modifier l'équation 4 :

$$\ln(1 + \bar{r})^n = \ln \left[ (1 + r_1)^{\theta_1} (1 + r_2)^{\theta_2} \dots (1 + r_n)^{\theta_n} \right] = n\bar{r} \quad (6)$$

En généralisant, nous aboutissons comme le montre par exemple Charest (1997) à l'expression :

$$\bar{r} = \frac{1}{n} \left[ \ln \left( \frac{vl_n}{vl_o} \right) + \sum_{i=1}^n \ln \left( \frac{vl_{i+1}}{vl_i + fl_{i+1}} \right) \right] \quad (7)$$

Avec

$vl_n$  comme valeur liquidative finale

$vl_o$  comme valeur liquidative initiale

$vl_{i+1}$  comme valeur liquidative calculée avant le flux entrant ou sortant  $fl_{i+1}$ .

Rappelons que si cette mesure<sup>4</sup> offre l'avantage de ne pas être dépendante des flux, il n'en est pas moins nécessaire de les connaître avec précision pour que l'application soit la plus juste possible.

#### **4 Le réinvestissement du coupon**

La plupart des études de rentabilité omettent le réinvestissement des dividendes payés. Dans ce cas, la constatation du flux s'exerce en fin de période d'observation, ce qui vient modifier l'incidence actuarielle des rendements en comparaison d'un réinvestissement immédiat.

Les mesures effectuées par Jacquillat (1989) laissent à penser que le phénomène est peu important encore que, pour les SICAV de type actions, il observe une différence de 3.12% pour un écart général de 0.30%. Aftalion (2001) néglige en

---

<sup>4</sup> Commanditée par le Bank Administration Institute en 1968, elle est commentée par Fisher et Lorie (1964)



partie l'effet des dividendes qu'il estime compris entre 1 et 1.5% l'an<sup>5</sup>. A cet écart, il convient d'ajouter les différences éventuelles nées d'une fiscalité qui ne frappe pas les investisseurs de manière égalitaire. Le poids relatif du réinvestissement immédiat sera également d'autant plus sensible que la rentabilité globale sera faible.

Pour le chercheur, plus la base de données est grande, plus les erreurs nées de la prise en compte de la date exacte du détachement risquent d'être importantes.

## **5 La rentabilité et le risque**

La rentabilité d'un investissement suppose une prise de risque. Nous rappelons ci-dessous les liens existant entre les deux notions et distinguons le risque systématique qui unit le portefeuille au marché du risque spécifique qui est propre à chaque portefeuille.

### **5-1 la rentabilité attendue**

Le taux de rentabilité attendue d'un titre ou d'un portefeuille est la moyenne ou la tendance centrale de la distribution obtenue :

$$E(R) = \sum_i R_i P_i \quad (8)$$

Avec

$R_i$  la rentabilité d'un titre

$P_i$  la probabilité attachée au niveau de rentabilité

La plupart du temps, l'investisseur avisé connaît la séquence des rentabilités du titre qu'il projette d'acquérir. Dans ce cas, il espère au moment  $t$  de l'observation la relative stabilité dans le futur de la rentabilité constatée au cours des  $n$  périodes précédentes. Il calcule alors son espérance de rentabilité :

---

<sup>5</sup> note page 15

$$E(R) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n R_t \quad (9)$$

## 5-2 Le risque

La notion de moyenne est impropre à mesurer le risque encouru. Evaluer les écarts par rapport à la moyenne est un moyen plus adéquat. La variance est ainsi devenue une méthode plus représentative du risque.

La variance d'un grand nombre de rentabilités observées sert d'estimateur de la variance future :

$$\sigma^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (R_t - \bar{R})^2 \quad (10)$$

Avec

$\sigma^2$  la variance

$\bar{R}$  la moyenne arithmétique des rendements observés  $R$  à l'instant  $t$

$n-1$  est le nombre d'écarts mis au carré moins 1 en raison du degré de liberté perdu en calculant la moyenne.

La variance ou sa racine carrée  $\sigma$  c'est-à-dire l'écart type, sont considérés comme représentatifs du risque total.

## 6 Le risque systématique d'un portefeuille

Symbolisé par le bêta, il est l'expression de la sensibilité de la rentabilité du portefeuille par rapport à la rentabilité globale du marché.

L'expression en est :

$$\beta_{pf} = \frac{Cov(R_{pf}, R_m)}{Var(R_m)} \quad (11)$$

Avec :

$R_{ptf}$  la rentabilité du portefeuille

$R_m$  la rentabilité du marché

Si le bêta est égal à 1, le portefeuille suit exactement les fluctuations du marché, c'est le but poursuivi par la gestion indicielle.

Si le coefficient est inférieur à l'unité, l'amplitude de variation du portefeuille est inférieure à celle du marché. Le gérant actif réduit le bêta quand il anticipe un marché orienté à la baisse.

Si le coefficient est supérieur à 1, cela signifie que le portefeuille a des mouvements plus marqués que ceux du marché. Le gérant actif essaie d'augmenter ce coefficient quand il anticipe une hausse du marché.

## **7 Le risque spécifique d'un portefeuille**

Le risque d'un portefeuille n'est pas la somme des variances des titres le composant. Pour mesurer le risque d'un portefeuille, il convient d'abord de regarder comment chacun des titres évolue par rapport aux autres<sup>6</sup> au moyen des outils statistiques que sont la covariance et le coefficient de corrélation.

Il y a diversification si les titres composant le portefeuille ne sont pas parfaitement corrélés entre eux. Si  $\rho$  le coefficient de corrélation est égal à +1, alors les titres composant le portefeuille réagissent de manière synchrone et avec la même amplitude aux événements de la vie économique. Dans la réalité, ce coefficient sera donc inférieur à 1. A l'opposé, si ce coefficient est égal à -1, cela suppose que les variations des titres du portefeuille réagissent de manière opposée entre eux dans les mêmes proportions aussi bien en temps qu'en

---

<sup>6</sup> Pour une démonstration complète voir par exemple Jacquillat et Solnik (1997) ou Broquet, Cobbaut, Gillet et Van de Berg (1997)

volume, l'effet obtenu est alors l'absence de risque. Ce n'est jamais le cas non plus et ce n'est pas le but recherché par l'investisseur qui souhaite accroître sa richesse. Le coefficient de corrélation qui relie la mesure de covariance entre les titres à l'écart type de leurs rentabilités mesure donc l'effet de diversification ou, si l'on préfère, le niveau d'élimination partielle de risque.

La variance du portefeuille composé de  $n$  titres est alors :

$$\sigma_{ptf}^2 = \sum_{i=1}^n x_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n x_i x_j \sigma_{ij} \quad (12)$$

avec  $i \neq j$

La variance d'un portefeuille se présente sous la forme d'une matrice carrée de  $n^2$  titres dont la diagonale est constituée des variances individuelles des titres, les covariances étant symétriques.

Plus le nombre de titres augmente, plus le risque tend vers le niveau moyen de covariance pour atteindre ensuite un niveau plancher en dessous duquel il est quasiment impossible de descendre. Jacquillat et Solnik (1997) montrent qu'en France un portefeuille de 33 titres est correctement diversifié.

Ce faisant, nous donnons une première approche de la différence entre le risque spécifique lié aux valeurs qui composent le portefeuille et qui est diversifiable, et le risque systématique lié aux mouvements du marché, donc ne pouvant être diminué au moyen de la diversification.

## Conclusion

La mesure de rentabilité connaît plusieurs définitions. Le particulier se contente la plupart du temps de la moyenne des acquisitions et des cessions poussé en cela par les conseils des vendeurs prodigués notamment en période de baisse des marchés ; ceux-ci suggèrent en effet d'apporter de l'argent frais afin de

souscrire à un plus grand nombre de parts ou d'actions en opérant du coup une "moyenne à la baisse".

L'entreprise suit les règles comptables et fiscales ; ses moyens de calcul lui permettent de connaître la valeur actualisée des investissements et de dégager le taux de rentabilité interne.

Cette approche ne peut être utilisée pour mesurer la performance d'un gérant qui ne maîtrise pas les flux d'entrée et de sortie générés par les investisseurs. Ce dernier doit être jugé sur la seule durée. Notre choix méthodologique va naturellement vers la formule qui procure à la fois les avantages de l'utilisation des logarithmes tout en respectant la pondération par la durée.

La volatilité des rentabilités considérée comme le risque lié au placement est mesurée par la variance de celles-ci au cours de la période de mesure choisie pour sa représentativité. Si l'année civile est couramment utilisée pour son aspect pratique, les placements en actions sont réputés être rentables sur le long terme. Nous revenons plus loin sur les recommandations de l'AIMR en matière de durée de mesure et de communication.

Au total, le risque est indissociable de la rentabilité pour que la mesure de performance soit pertinente.

## Chapitre 2

### **Les biais de la mesure de rentabilité**

#### **Introduction**

La mesure de rentabilité d'un portefeuille est obérée par plusieurs facteurs dont il convient de tenir compte. Il s'agit tout d'abord des frais de gestion et de distribution engagés par les différents partenaires qui drainent l'épargne des investisseurs. Il s'agit ensuite du biais du survivant : les bases de données ne connaissent que les OPCVM en activité. Lorsque l'un d'eux disparaît, il ne fait plus partie des bases et ne peut donc être incorporé à une étude. Nous verrons quelles sont les conséquences de cet état de fait.

#### **1 Les coûts de gestion et de distribution**

La création d'une gamme de produits entraîne des coûts de gestion et de distribution. Les premiers sont déduits chaque jour de la valeur liquidative et apparaissent ainsi comme indolores aux yeux du client final même s'il est informé par la notice individuelle de l'OPCVM choisi.

Les droits d'entrée et de sortie peuvent atteindre réglementairement un pourcentage non négligeable. L'ensemble des frais est vendu au client comme le moyen d'avoir les meilleures équipes de gestion.

### **1-1 Les conséquences psychologiques**

Chordia (1996) avance une explication qui s'éloigne quelque peu de cette vue simpliste en estimant que des droits d'entrée et de sortie élevés font réfléchir l'investisseur et sont un bon moyen de pouvoir conserver un équilibre de gestion. Il considère les rachats comme une sanction qui oblige le gérant à rester en partie liquide. Les fonds sans droits d'entrée et de sortie sont ainsi sujets à de fortes variations du montant des capitaux gérés ; ces variations pénalisent le gérant et, surtout, les autres détenteurs.

### **1-2 Les aspects réglementaires**

Malhotra et McLeod (1997) remarquent que l'échantillon de fonds qu'ils examinent voit ses frais de gestion augmenter de 0.9% à 1.2% entre 1980 et 1991. Ils notent que la SEC<sup>1</sup>, le 07 juillet 1992, approuve les nouvelles règles souhaitées par la National Association of Security Dealers en matières de frais. C'est la règle 12b-1 qui limite, à partir du 07 juillet 1993, les frais liés à la vente à 75 points de base auxquels s'ajoute une commission de service de 25 points de base.

Comme il est difficile pour les gérants de battre le marché, les auteurs estiment qu'il vaut mieux payer le moins cher possible. Ils examinent donc les performances des fonds à l'aune des frais. Ils utilisent un modèle multi facteurs à l'intérieur duquel nous trouvons également l'ancienneté du fonds, l'évolution du bêta, le coefficient de rotation du portefeuille et le montant des liquidités. Ils concluent que plus la taille du fonds est grande, moins les frais sont importants, ce qui est somme toute normal puisque le coût d'acquisition de l'information est indépendant de la taille.

---

<sup>1</sup>pour United States Securities and Exchange Commission qui est aux Etats-Unis l'équivalent de la Commission des Opérations de Bourse en France

### 1-3 L'influence de la mercatique

Arteaga *et alii* (1998) étudient la mercatique attachée à la création et au lancement de nouveaux fonds aux Etats-Unis et se posent la question de l'opportunité réelle ou fictive pour l'investisseur d'investir dans les nouveaux fonds.

Ils distinguent tout d'abord des fonds en période d'incubation qui sont créés sans appel public à l'épargne ou créés pour une catégorie de clientèle précise s'apparentant en la matière aux Sociétés d'investissement à capital fixe qui existent en droit français. Si la performance de cette période est intéressante, une campagne de publicité habilement lancée peut apporter un volume de capitaux qui assure la rentabilité de l'opération<sup>2</sup>. Une autre méthode dite de l'attention sélective suppose une grande vigilance durant les premiers pas du fonds dans le public. Les auteurs adoptent la métaphore du dernier-né qui retient l'attention et reçoit les soins de toute la famille. Parmi les cadeaux attribués, la meilleure information est d'abord réservée à ces portefeuilles en phase de démarrage. Ils participent par exemple pour une large part aux nouvelles introductions dont les titres sont ensuite répartis après avoir dégagé une plus-value. L'effet *momentum*<sup>3</sup> trouvé par quelques auteurs aurait ainsi un commencement d'explication.

Afin de mesurer l'opportunité d'investissement la différence de la rentabilité moyenne de la première année d'existence est menée en comparaison de la moyenne des fonds ayant le même objectif de gestion à l'exclusion de celle de la première année. De plus, la persistance de la performance est mesurée la deuxième année. Selon les auteurs, s'il vaut mieux éviter les fonds issus d'une période d'incubation, ceux issus de l'attention sélective des promoteurs peuvent procurer une rentabilité supérieure à la moyenne.

Khorana et Servaes (1999) posent la question sous-jacente de la démarche mercatique en étudiant les déterminants de la création d'un nouveau fonds. A partir d'un échantillon de 1163 ouvertures réalisées entre 1979 et 1992, ils trouvent trois facteurs explicatifs :

---

<sup>2</sup> Voir les travaux d'Ippolito (1992) ou ceux de Jain et Wu (2000)

<sup>3</sup> Il s'agit d'une bonne performance qui conserve une certaine "vitesse", nous entendons par là une certaine constance sur une courte période



- La capacité à générer de nouvelles commissions ; les auteurs notent que les périodes d'expansion boursière correspondent à la floraison des créations. Ces créations sont facilitées si la taille du nouveau créneau de gestion est suffisamment grande, cette notion est à mettre en opposition avec la création de fonds sur des niches de marché. L'image de la société de gestion est utilisée pour attirer de nouveaux flux d'investissement, les créations sont alors d'autant plus fréquentes que les commissions des fonds de la même catégorie sont moins coûteuses que celles de la concurrence.
- Les économies d'échelle constituent la deuxième motivation des promoteurs de nouveaux fonds et il existe un effet boule de neige car les sociétés qui ont créé des nouveaux portefeuilles ont tendance à conserver cette tendance à la création. Cela suggère que les bénéfices tirés de l'effet de nouveauté dépassent celui de la cannibalisation des portefeuilles existants propres à l'entreprise.
- Le comportement moutonnier des opérateurs commence au niveau des promoteurs. En effet, lorsqu'une institution reconnue lance un nouveau produit, les autres suivent sur le même créneau l'année suivante.

L'épargne apportée par l'investisseur est donc bien une marchandise banalisée dans une gamme de produits dont l'objectif de rentabilité est d'abord présent dans l'esprit des créateurs. Fort heureusement, ceux-ci sont tenus, comme pour tout autre produit de consommation, d'assurer une qualité de service, dans le cas présent, une performance, qui leur permet de justifier de la confiance des clients.

## **2 Le biais du survivant**

Nous venons de voir que les sociétés de gestion n'hésitent pas à créer et faire disparaître des portefeuilles pour satisfaire leurs propres préoccupations de rentabilité. En outre, parmi les causes hypothétiques de la persistance de la performance de certains portefeuilles, le biais du survivant a été mis en valeur à la fin des années 80. La question posée est celle de savoir si les fonds qui

disparaissent en raison de leurs mauvaises performances n'augmentent pas artificiellement les bons résultats des meilleurs qui survivent ?

## **2-1 L'origine du biais**

L'origine de ce biais est économique ; nous avons vu qu'une gamme de produits industriels est vivante et suit l'évolution des désirs des individus qui consomment. L'épargne est en fait une consommation différée quelle que soit la forme prise par la consommation. Une gamme de produits d'épargne suit les mêmes lois de mode et d'adaptation au marché que les autres produits de consommation. Ainsi, les meilleurs, les plus adaptés, survivent alors que les moins performants disparaissent.

Par ailleurs, les concentrations dans l'industrie financière amènent naturellement des regroupements de gamme dont le but est de diminuer le coût de revient à performance égale.

Le mode de disparition le plus fréquent est la fusion.

Posée comme conséquence d'une performance médiocre, la question de la disparition d'un OPCVM emporte la question de la surévaluation mécanique des portefeuilles qui restent en activité, c'est le biais du survivant dont l'importance dans les études empiriques est assez récente :

## **2-2 Une importance minimisée pour certains**

L'étude de Grinblatt et Titman (1989) semble minimiser ce biais puisque la différence de rentabilité est estimée dans une fourchette de 0.1% à 0.4%. Une autre étude des mêmes auteurs (1994) les amène à réévaluer légèrement le chiffre qu'ils estiment alors être inférieur à 0.5%.

Carhart (1997) estime que l'incidence de ce biais sur la rentabilité annuelle est de 0.17%

## **2-3 Une position plus nuancée pour d'autres**

Malkiel (1995) critique ce résultat en raison de la méthode employée car les rentabilités calculées sont hypothétiques et reflètent le maintien d'un portefeuille en l'état entre la période d'estimation et celle de l'évaluation qui

lui succède. Ainsi, les titres qui composent le portefeuille sont évalués en lieu et place du portefeuille lui-même.

Brown *et alii* (1992) mènent une étude sur la persistance de la performance de 1976 à 1987 en découpant la durée en périodes de trois ans. Ils calculent la médiane de l'alpha de Jensen (*cf. infra*) et classent les portefeuilles au-delà (gagnants) et en deçà (perdants) de cette limite. Les gagnants se retrouvent gagnants pendant la période suivante à plus de 50% du temps et de manière statistiquement significative pour deux périodes sur trois, ce qui milite en faveur de la persistance de performance. Pour compléter la démarche, une régression est effectuée entre les alphas des différentes périodes, une pente positive signifie que la rentabilité "anormale" donc meilleure que celle des autres, est le signe d'une capacité managériale supérieure. Cette approche dégage des résultats plus significatifs encore.

En supprimant les portefeuilles qui ont un alpha de Jensen négatif, les auteurs trouvent que la valeur de la persistance diminue mais reste encore statistiquement significative. Une première conclusion est alors évidente : les performances médiocres de la période précédente ont une bonne probabilité de perdurer. Cela étant, l'espoir de retour en grâce existe puisque le raisonnement est basé sur le retour à l'équilibre, c'est dire que si les fonds perdants ne disparaissent pas, c'est que leurs performances futures établies sur le long terme, s'améliorent.

Hendricks *et alii* (1993) estiment que les fonds qui disparaissent de la base de données en raison de l'arrêt de l'activité ou de la fusion de celle-ci avec un autre portefeuille rend leurs études sur la persistance de la performance libres du biais du survivant. Ils prennent toutefois la précaution de constater que les disparitions font suite à de médiocres performances, ce que Brown *et alii* soulignent comme étant au contraire, la justification de l'existence du biais. Celui-ci est lié directement à la performance passée.

Pour s'en convaincre, Brown *et alii* notent que les dix fonds entrants dans leur échantillon pendant la dernière période de trois ans ont un alpha moyen de 0.0323 contre 0.0242 avec un t statistique de 2.02 donc significatif qui signifie que les nouveaux fonds ont pris plus de risques que les autres avec un pourcentage de succès plus élevé. Ainsi, la persistance de la performance

pourrait n'être qu'apparente, voire le résultat d'un "roll over" finement orchestré. Ce constat ne répond toutefois pas à la question : quel est le critère d'élimination ?

Les auteurs bâtissent un exemple à partir d'une valeur d'alpha constatée sur la période 1926-1989 : 0.086 avec un écart type de 0.208. Compte tenu du niveau des taux à un mois, ils estiment que la valeur moyenne des bêtas est de 0.95 avec un écart type de 0.25. et choisissent enfin un coefficient de corrélation entre le risque spécifique et le risque systématique de telle sorte que le coefficient de détermination du modèle qui regroupe l'ensemble des gestions soit de 0.90.

Une expérience théorique est menée à partir de 600 fonds avec, pour chacun d'eux, une valeur de bêta différente et le respect des limites fixées ci-dessus pour l'ensemble des portefeuilles. L'expérience est menée sur quatre ans avec l'idée d'éliminer chaque année les plus mauvais résultats afin de mesurer l'impact sur les survivants.

S'il n'y a pas de suppression des plus mauvais résultats, il n'y a pas de persistance de performance, il n'est pas possible de dégager une différence significative entre les gagnants et les perdants.

La suppression de 5% des mauvais résultats chaque année donne un solde de 494 fonds survivants, une rentabilité en excès du taux sans risque de 0.44% et un coefficient bêta de 0.977, le biais apparaît. Le pas de 10% diminue le nombre de survivants à 398 avec une rentabilité de 0.61% et un bêta moyen de 0.994. Quant au pas de 20%, les chiffres qui en découlent sont : 249 survivants, une rentabilité de 0.80% et un bêta de 1.018.

Cette simulation confirme l'évaluation haute de Grinblatt et Titman.

Les auteurs notent par ailleurs que l'optimisation des poids des portefeuilles basée sur le risque résiduel diminue l'effet apparent du biais du survivant sans le supprimer intégralement.

Au total, plus le pourcentage d'éliminés augmente et plus le biais du survivant apparaît sur la durée.

La théorie rappelle que le risque de contre-performance pour l'investisseur est proportionnel au niveau de risque accepté.

Malkiel (1995) complète les travaux des auteurs cités ci-dessus en attirant l'attention sur l'importance du biais du survivant dans le cadre concret. Il

étudie les rentabilités des *mutual funds* aux Etats-Unis de 1971 à 1991 en ayant accès à ceux qui ont disparu au cours de la période sous revue. La logique veut que les fonds exhibant de bonnes performances survivent alors qu'il est difficile de vendre de mauvais résultats et que, dans ce cas, les fonds disparaissent non seulement du catalogue des promoteurs mais aussi, la plupart du temps, des bases de données des organismes de collecte d'informations.

Malkiel souligne également le fait que les promoteurs des fonds lancent en interne une série de portefeuilles baptisés "incubateurs", ces derniers prennent plus ou moins de risques. Ils pratiquent ensuite une sélection entre ceux qui performant correctement et les autres. Cette manière de faire peut, elle aussi, être à l'origine d'un biais dans les mesures.

Sur les dix années s'étendant de 1982 à 1991, les fonds ayant disparu ont une rentabilité calculée sur leur période de vie de 15.69% contre 17.09% pour ceux qui existent encore en 1994. L'indice Standard and Poor's 500 qui sert de *Benchmark* offre une performance de 17.52%. Sur quinze ans, l'écart est encore plus manifeste.

Elton *et alii* (1996) estiment la différence de rémunération entre les disparus et les survivants à près de 1%

Bergeruc (1999) consacre une partie de sa recherche sur la persistance de la performance à l'étude de 17 SICAV (dont 2 indicielles) et de 34 Fonds communs de placements disparus.

Le premier problème posé par les résultats est celui de l'indice de référence car, pour les SICAV l'utilisation de l'indice SBF 250 n'amène que quatre coefficients de détermination supérieurs à 0.80%, l'utilisation d'un modèle tri-indiciel n'améliore que légèrement le résultat en faisant passer le nombre à 5. Pour les Fonds communs de placement, le chiffre n'est que de trois pour la régression sur l'indice SBF et diminue à 2 pour le modèle tri-indiciel. Est-ce la conséquence d'une gestion imprécise par rapport à un objectif fixé ou d'une forme d'abandon de la gestion en fin de vie du portefeuille ?

Toujours est-il que la comparaison des performances moyennes hebdomadaires des SICAV survivantes et disparues fait apparaître une performance moyenne significative des survivantes pour seulement trois

années : 1990, 1994 et 1995, trois années au cours desquelles le marché dans son ensemble a baissé. L'alpha de Jensen donne les mêmes résultats sauf en 1994 qui n'est pas significative. L'alpha moyen annuel des survivantes de la période 1987-1995 est de  $-1.36\%$  alors qu'il est de  $-4.63\%$  pour les disparues. La différence par rapport à l'ensemble est de  $0.78\%$ . L'analyse du ratio de Sharpe donne des résultats comparables de même que la mesure de sélectivité nette de Fama.

L'analyse menée sur les fonds communs de placements disparus par rapport à un échantillon de 72 survivants sur la période octobre 1992 à août 1997 confirme ces résultats, l'année 1995 étant statistiquement significative.

Aftalion (2001) établit une mesure à partir de 12 fonds disparus de 1994 à 1999 et trouve que les bêtas et coefficients de détermination des disparus sont plus faibles que ceux de l'ensemble de son échantillon de 94 portefeuilles. Cet auteur en tire une première conclusion en notant d'abord que les gérants de ces fonds ont pris moins de risque dans une période au cours de laquelle le marché monte. Il constate alors que la rotation des actifs a sans doute été plus élevée que la moyenne, signe de prise de risque ou, ce qui est sans doute plus grave, signe d'incapacité de trouver les titres dont la rentabilité justifie cette rotation. Les alphas de Jensen confirment cette incapacité que la référence soit le CAC 40 ou le SBF 120.

Lunde *et alii* (1999) reprennent la démarche de Hendricks *et alii* (1993) exposée ci-dessus. Ils l'adaptent au marché anglais des Equity funds.

La base de données comprend 973 fonds disparus et 1402 survivants de la période février 1972 - juin 1995.

Ils remarquent tout d'abord que le risque de disparition augmente du premier au quatre-vingtième mois d'existence. Le pic des disparitions est atteint à huit ans, puis, la mortalité des fonds décroît rapidement.

En recherchant les causes de mortalité, ils adoptent une période d'observation de 36 mois comme pas de mesure de la persistance de performance. Les différences de performance annonciatrices de la fermeture d'un portefeuille apparaissent manifestement dans le tableau suivant :

TABLEAU 1

**Etude de Lunde Timmermann et Blake**

	Ensemble	Survivants
quartile 1	-0,107	0,019
quartile 2	-0,039	0,042
quartile 3	-0,003	0,031
quartile 4	0,105	0,052

Note: ce tableau indique la performance moyenne de portefeuilles équipondérés avec un pas d'observation de trois ans.

En conclusion, ce biais paraît manifeste aux yeux de tous les chercheurs qui ne manquent pas aujourd'hui de signaler comment ils traitent ou sont dans l'impossibilité de traiter cet écart.

Christopherson *et alii* (1998) espèrent que le raisonnement de retour vers la moyenne de rentabilité de Brown *et alii* est une bonne explication de la survie des portefeuilles peu satisfaisants quant à leur rentabilité. A propos des *pension funds*, ils avancent une autre explication qui est celle du coût de transfert des avoirs qui limite l'envie parfois forte de quitter un gérant considéré comme médiocre. Ils estiment donc que le processus de "mise à mort" est délicat et que l'évaluation du biais du survivant est sans doute plus complexe que les mesures effectuées jusqu'à présent.

#### **2-4 Une explication de la disparition des portefeuilles**

Lakonishok *et alii* (1991) étudient l'évolution des lignes détenues par les gérants de 769 fonds. Plus particulièrement, ils regardent le *window dressing* des gérants qui ne souhaitent pas devoir donner trop d'explications sur leurs erreurs, notamment en fin d'année. Pour opérer un tel habillage, la technique usuelle consiste à vendre les lignes perdantes. Un gérant peut également réduire les ventes des lignes gagnantes, accroître les achats des valeurs gagnantes et réduire ceux des valeurs perdantes pour améliorer l'aspect

général du portefeuille. Il ne sera toutefois pas capable de tromper l'observateur qui remarquera que les valeurs gagnantes ne sont pas détenues durant la phase de hausse alors que les perdantes subissent toute la phase de baisse.

Les portefeuilles analysés sont composés au moins à 90% d'actions, les évaluations sont réalisées chaque trimestre entre 1985 et 1989, les auteurs pensent être représentatifs du marché car leur échantillon capitalise 18% des fonds de même nature. Les changements de composition de portefeuille sont observés de fin de trimestre à fin de trimestre en ignorant les allers et retours éventuels de la période intermédiaire.

Les gérants, en moyenne, achètent 13% et vendent 12% des avoirs détenus lors du trimestre précédent. La différence provient des plus values et des apports d'argent frais des épargnants. Le taux de rotation des avoirs de 50% l'an est caractéristique des gestions institutionnelles aux Etats-Unis.

Pour regarder les effets de l'habillage de fin d'année, les titres sont classés en quintiles chaque trimestre en retenant comme base, la valeur de fin d'année précédente et celle de la fin du trimestre considéré. Les changements dans chaque quintile permettent de savoir ce qui a été acheté et vendu lors de chaque trimestre dans chaque quintile. Les auteurs montrent tout d'abord que les fonds détiennent moins de valeurs dégagant des rentabilités extrêmes (gain ou perte) qu'il en existe sur le marché. La raison avancée par les auteurs est que la gestion privilégie les grandes capitalisations qui ont des rentabilités moins extrêmes que les petites capitalisations.

Le deuxième constat stipule que les titres de la catégorie des perdants extrêmes représentent 6% des achats et ventes alors qu'ils n'entrent que pour 5% dans le total des avoirs ; de plus, les titres gagnants sont sur représentés dans les ventes et sous représentés dans les achats en comparaison de leur poids dans les avoirs détenus par les fonds.

La confirmation de l'action d'habillage et d'une partie des biais signalés par Odean (1998a) vient enfin du fait que pendant les premiers et troisièmes trimestres, la stratégie est contrariante : les gérants achètent davantage de titres perdants que de gagnants, mais vendent autant de titres gagnants que de perdants.



Concernant les détenteurs de parts de *mutual funds*, Goetzmann et Peles (1997) analysent quelques questionnaires (malheureusement trop peu nombreux en retour) envoyés à ceux-ci et retrouvent les effets de dissonance cognitive quelque soit le niveau d'éducation des participants. Il est toujours étonnant d'observer les motivations d'investisseurs qui restent dans des portefeuilles qui sous performement régulièrement. Cette dissonance est illustrée par les travaux de Kahneman et Tversky (1979) qui essaient de comprendre pourquoi les individus ont des difficultés à assumer leurs choix antérieurs face à la réalité concrète : dans le contexte financier, la dissonance cognitive serait le coût psychologique que les investisseurs cherchent à réduire en ajustant progressivement leurs croyances aux choix effectués dans le passé. Le stress d'investir dans un portefeuille serait analogue à celui qui est éprouvé lors de l'achat d'une automobile.

Les réponses au questionnaire montrent que les investisseurs ont tendance à surestimer la rentabilité de leur choix. Ils estiment par ailleurs avoir une capacité de réaction normale dans la prise de conscience de leur erreur de choix (plus de deux ans). Cette observation est conforme aux travaux menés par Ippolito (1989) et Sirri et Tufano (1992). Ces auteurs montrent que les flux sortants des fonds qui sous performement sont moins rapides que les entrants suite aux bons résultats reportés par la presse.

### **3 Le biais de Sélection**

Grinblatt et Titman (1993), étudiant la performance de fonds sans *benchmark* à partir de la composition des portefeuilles, constatent qu'il n'y a pas de différence significative entre un échantillon global de 274 portefeuilles et celui des survivants, soit 155.

Le biais de sélection est en train d'apparaître aujourd'hui en raison du mode de lancement des fonds d'investissement dans le public. Nous voyons par ailleurs que les sociétés de gestion les plus importantes pratiquent l'incubation en réservant dans un premier temps à une clientèle privilégiée les souscriptions à un nouveau fonds. Ainsi, le public n'a accès à ces fonds que lorsque ceux-ci choisissent de communiquer et de faire appel public à

l'épargne. Les bases de données sont alors tronquées puisqu'elles ne connaissent que les portefeuilles portés sur les fonds baptismaux à un niveau de prix au-delà du pair alors qu'elles ne connaissent pas les mort-nés.

## **Conclusion**

Les coûts de gestion inclus dans la performance et l'obligation de détention d'un minimum de liquidités afin de faire face à des rachats éventuels viennent pénaliser l'action du gérant qui cherche à battre le marché. Le client paie par ailleurs des frais d'entrée et de sortie qui ne sont pas inclus dans les calculs de performance. Les études empiriques incitent à rechercher les frais les moins élevés.

Les conséquences du biais du survivant et de sélection sur la précision de la mesure de performance ne peuvent être ignorées. Ce biais en cache un autre que nous reverrons à propos des indices qui servent à étalonner les calculs de rentabilité : c'est celui qui se situe en amont et qui concerne les titres qui entrent ou sortent d'un indice.

Dans une première conclusion, nous retirons de ces analyses le point commun qui est celui de la correspondance du portefeuille évalué avec son *benchmark* de telle sorte que ces biais soient minimisés.

## Chapitre 3

### **les benchmarks<sup>1</sup>**

#### **Introduction**

La rentabilité et les biais liés aux portefeuilles et aux comportements des acteurs connus, il convient de regarder la référence d'évaluation de la performance. Cet élément est indispensable à la fois pour l'investisseur et le gérant qui recherchent le moyen commode et indiscutable de porter un jugement quantitatif et qualitatif sur la gestion. Ce chapitre est consacré tout d'abord à la définition des critères de fiabilité et d'utilisation d'un *benchmark*, nous terminons par le cas des indices boursiers français afin d'illustrer la difficulté pour trouver la référence adéquate.

---

<sup>1</sup> *Benchmark* signifie à la fois référence, étalon, il désigne dans notre contexte le portefeuille de référence voire l'indice de référence. Aftalion et Poncet (1991) proposent le terme d'étalon

## **1 La définition du benchmark**

Aftalion et Poncet (1991) soulignent l'importance de la référence de calcul en remettant en cause les mesures de performance établies sur des indices qui ne représentent pas les objectifs de gestion.

Sharpe (1992) donne les caractéristiques d'une bonne référence de calcul qui doit

1- être une alternative viable. L'interprétation de ce qualificatif doit être entendue comme durable au fil des ans et non susceptible d'être atteint par des seuls effets de mode.

2- ne pas être battu trop facilement.

3- être d'un coût très faible à calculer et à suivre

4- être connu avant l'événement. nous remarquons en effet au fil des lectures que certains calculs ou références sont parfois dénoncés comme justifiant a posteriori telle ou telle hypothèse...

Tazé-Bernard et Laguiche (1996) donnent un objectif aux *benchmarks* : " *Le Benchmark sert ainsi à expliquer la politique d'investissement menée, et les résultats de cette politique, en quantifiant les différentes positions prises par le gérant et leur apport à la performance obtenue*".

Les auteurs font précéder cette définition de la remarque qu'il convient de privilégier les valeurs relatives aux valeurs absolues et qu'il convient de connaître les contraintes de l'investisseur car " *Un malentendu sur le niveau de risque du portefeuille peut entraîner des tensions dans la relation commerciale en cas de fluctuations importantes des marchés* ".

Ils définissent ensuite le *benchmark* non comme un indice de rentabilité de marché mais comme un panier de produits concurrents ayant les mêmes objectifs de gestion que ceux qui sont souhaités par le client.

Ils précisent que le niveau de *tracking error* doit être défini avec le client. Ils notent enfin que le *benchmark* dont la composition est précise ne peut constituer une liste de recommandation d'investissement.

La condition 4 de Sharpe (*cf. ci-dessus*) n'est donc pas inutile.

Un bon *benchmark* à notre sens doit faire l'objet d'une publication régulière. De ce point de vue, les différents indices de marché publiés journalièrement dans la

la presse spécialisée ont le mérite d'exister même s'ils font parfois l'objet de critique quant à leur représentativité de tout ou partie de l'économie ; ce n'est pas leur objectif.

## **2 La composition du benchmark**

La question est d'importance puisque si la référence est mal définie, alors la critique de Roll trouve définitivement matière à s'exprimer. Et, au-delà de cet aspect académique, les acteurs des marchés ont beau jeu de regarder de manière suspecte telle ou telle mesure de performance et d'en critiquer la méthodologie.

Sans prétendre effectuer ici une revue complète du sujet, nous apportons quelques éléments de réflexion puisés dans la littérature qui montrent que le sujet est loin d'être clos.

### **2-1 Le besoin de maintenir un niveau de liquidités**

Aftalion et Poncet (1991) partent du constat que la gestion française est marquée à l'époque par "l'obligation de l'obligation". Cela signifie que les gérants sont tenus de détenir un pourcentage minimal de valeurs à revenu fixe dans les portefeuilles sans tenir compte de l'orientation de gestion. Cette réglementation a disparu depuis, il n'en reste pas moins qu'un pourcentage non négligeable des avoirs d'un portefeuille est maintenu en quasi-liquidités de telle sorte que les rachats puissent toujours être honorés sans subir les aléas du marché.

Cette dernière réflexion vient écorner le principe de la théorie moderne qui estime que le marché est toujours liquide et que les transactions peuvent être effectuées au prix le plus juste.

### **2-2 Les facteurs explicatifs des rentabilités comme références**

Le modèle de Fama et French fait l'objet de développements récents dans la littérature de telle sorte que nous le détaillons ci-dessous.

Fama et French (1993) remarquent après d'autres que le bêta a un faible pouvoir prédictif et que certains facteurs renseignent davantage sur les rentabilités du marché. Ils expliquent la façon de construire un portefeuille selon la méthode suivante :

En juin de chaque année, de 1963 à 1991 les titres sont classés par ordre de taille et la médiane sert à départager les titres entre grands et petits en termes de prix unitaire. Comme la valeur individuelle des titres est plus faible sur l'AMEX et le NASDAQ que sur le NYSE, le groupe des petites valeurs recense 3616 valeurs sur un total de 4797. Le groupe des petites valeurs, malgré son nombre élevé, ne représente que 8% de la valeur totale des 3 marchés.

Les titres des trois marchés sont rassemblés en trois groupes suivant le critère de la valeur comptable/valeur de marché<sup>2</sup>; le point bas est situé à 30% et regroupe les valeurs ayant un ratio bas, le groupe des moyens rassemble 40% des titres quant aux titres ayant le ratio le plus élevé, ils représentent 30% du total.

Pour les actions de priorité<sup>3</sup>, suivant la disponibilité des cotations, sont utilisés dans l'ordre : la valeur de rachat, de liquidation ou la valeur d'équilibre. Le ratio valeur comptable sur valeur de marché est calculé à partir de la valeur comptable pour l'exercice fiscal de l'année n-1 ; quant à la valeur de marché, il s'agit de celle de fin décembre de l'année n-1. Ne sont pas retenues les valeurs comptables négatives qui étaient rares avant 1980. Enfin les ADR<sup>4</sup> et REIT<sup>5</sup> ne sont pas inclus dans les portefeuilles.

Six portefeuilles sont construits à l'intersection des deux groupes de taille de valeur et des trois groupes de valeur comptable/valeur de marché...Les rentabilités moyennes pondérées sont calculées entre juillet de l'année n jusque juin de l'année n+1. Les portefeuilles sont modifiés à fin juin de l'année n+1. Les rentabilités sont calculées à partir de juillet de telle sorte que les ratios valeur comptable/valeur de marché de l'année précédente soient connus.

Afin d'éviter le biais du survivant, une valeur n'est incluse que dans la mesure où elle peut exhiber deux ans de données.

---

<sup>2</sup> *book to market*

<sup>3</sup> *preferred stocks*

<sup>4</sup> *American depositary receipts* représentatifs de valeurs étrangères cotées sur l'un des marchés des Etats-Unis

<sup>5</sup> *Real estate investment trust* assimilable à une opération de titrisation avec constitution de garantie réelle

La notion de taille est pour l'auteur un des déterminants essentiels de la performance. Elle est déterminée de la manière suivante : le portefeuille SMB (petites moins grandes valeurs) est conçu pour représenter le facteur de risque pour les rentabilités en tenant compte de la taille ; il s'agit de la différence, calculée chaque mois, entre la moyenne des rentabilités des trois portefeuilles de petites valeurs et celle des trois portefeuilles de grandes valeurs. Il s'agit donc de la différence entre des rentabilités de portefeuilles dont la composition rassemble des titres de même ratio valeur comptable/valeur de marché. Cette différence devrait être libérée de l'influence du ratio et dépendre davantage de la différence de taille.

La notion de ratio valeur comptable/valeur de marché : le portefeuille HML (élevé moins petit) est conçu pour représenter le facteur risque pour les rentabilités des valeurs suivant le critère du ratio valeur comptable/ valeur de marché. Il s'agit, tout comme dans le cas de l'effet de taille, de la différence entre la moyenne des portefeuilles ayant des ratios élevés et petits. Les deux composants de HML sont les rentabilités des ratios élevés et petits avec à peu près la même moyenne pondérée en termes de taille. Ainsi, la différence entre les deux rentabilités devrait être libre de l'effet taille en soulignant davantage les différences nées des écarts entre les ratios.

Pour servir d'indicateur de la pertinence de cette procédure, la corrélation entre les rentabilités de ces portefeuilles pour la période s'étendant de 1963 à 1991 est mesurée. Ce coefficient de corrélation entre les portefeuilles représentatifs de l'effet taille et ceux qui représentent l'effet valeur comptable/valeur de marché n'est que de -0.08.

Ces facteurs sont connus depuis une vingtaine d'années et font l'objet d'un paradigme puisque la grande taille est synonyme de liquidité sur le marché donc de facilité de transaction même dans les moments les plus "chahutés" des marchés. Le ratio valeur comptable/valeur de marché<sup>6</sup> renvoie à la notion de titres sous ou surévalués que l'arbitragiste professionnel traque en espérant le

---

<sup>6</sup> Certaines traductions préfèrent à valeur comptable la traduction de valeur de bilan. Comme il existe en France un débat sur ces notions avec notamment la valeur nette comptable et la notion de valeur à la casse comme visions extrêmes positives ou négatives, nous n'entrons pas dans cette conjecture sans l'ignorer.

retour à la moyenne de telle sorte qu'il puisse profiter des anomalies qu'il constate avant les autres.

Selon Loughran et Ritter (2000), la méthodologie présentée in extenso ci-dessus souffre toutefois de quelques erreurs de conception que Fama ne semble pas rejeter sur le fond<sup>7</sup>. Nous reportons ci-dessous les remarques des auteurs :

- Donner le même poids à chaque entreprise contre le même poids à chaque période d'observation : s'il y a des erreurs d'évaluation des évaluations périodiques, cela engendre une conséquence sur la capitalisation des entreprises. De plus, certaines périodes sont marquées par plus d'événements que d'autres (engendrant d'autant les possibilités d'erreurs). Des exemples de ce phénomène peuvent être trouvés lors de l'émission d'obligations pourries, des offres publiques d'achat, des émissions de valeurs et des rachats d'actions. D'une manière générale, les tests qui pondèrent également les titres devraient avoir plus de pouvoir explicatif que les tests qui pondèrent également la valeur de chaque observation périodique.
- Pondération égale contre pondération des rentabilités. Si le pourcentage des erreurs d'évaluation est plus important pour les entreprises de petite taille que pour les plus grandes, alors, les rentabilités anormales relevées devraient être plus importantes lors de tests qui équi-pondèrent les entreprises que lors de tests qui pondèrent les titres par la capitalisation du marché. Illustration de cette affirmation, chacun sait que les mouvements affectant les titres de petite capitalisation sont plus abrupts que ceux des grandes capitalisations. Les portefeuilles pondérés par la valeur peuvent aussi détenir pendant certaines périodes une seule valeur dont la variance pèsera excessivement en raison d'une diversification non optimale. Le résultat se traduit par un écart type plus important et une valeur de t statistique plus bas  
Suit une démonstration qui met en valeur les écarts de valorisation plus important sur les petites valeurs car les fourchettes des *market makers*<sup>8</sup> sont toujours plus larges sur les petites capitalisations que sur les grandes, sans compter le phénomène de la liquidité des titres.

---

<sup>7</sup> Comme semble en témoigner la note 3 au bas de la page 373

<sup>8</sup> Les teneurs de marchés qui en assurent la liquidité



- La contamination du *benchmark* : à la limite, le test ayant le pouvoir d'explication minimal est celui où le *benchmark* a la même composition que le portefeuille observé en titres et en pondération des titres. Dans ce cas, il n'y a pas de rentabilité anormale. A l'inverse, le test qui a le pouvoir d'explication maximal est celui pour lequel le *benchmark* ne contient aucun titre composant le portefeuille géré... En d'autres termes, si les gérants ont davantage de fenêtres d'opportunités d'arbitrage de valeurs mal évaluées par le marché et peuvent en faire profiter les porteurs de parts, il devrait exister une réponse appropriée (d'achat ou de vente suivant le cas). Dans ce sens le *market timing* n'est pas la cause des mauvaises évaluations, c'est une réponse à celles-ci.

Les calculs des auteurs montrent que les résultats de rentabilités anormales effectués à partir d'un *benchmark* basé sur la taille et dans lequel toutes les entreprises ont le même poids ont un pouvoir explicatif de 90%. Sur la base d'un *benchmark* incluant la taille et le ratio valeur comptable/valeur de marché, le pouvoir explicatif est de 80%. L'utilisation du modèle à trois facteurs explicatifs de Fama et French n'explique que 50% des rentabilités anormales en raison des mauvaises évaluations des titres de petite capitalisation et des périodes au cours desquelles les volumes échangés sont plus élevés.

Nous comprenons davantage encore que le choix des références fasse l'objet de discussions entre les parties lors de la fixation des objectifs de gestion.

Bourguignon et de Jong (2001) concluent que la distinction entre "*value*" et "*growth*" basée sur le bénéfice courant par action conduit indifféremment à acheter une action momentanément sous-évaluée ou une action dont le bénéfice est structurellement élevé par rapport à son prix d'où une certaine confusion dans le choix des facteurs et celui de la stratégie d'investissement subséquente.

Aftalion (2001) constate que les valeurs de croissance sont représentées en France dans les fonds spécialisés en petites capitalisations alors que les fonds orientés "*value*" ne sont pas représentés en tant que tels. Il n'est donc pas possible d'étudier en France la performance de portefeuilles sur la base des facteurs de Fama et French

Lee et Jen (1978) montrent que l'erreur de choix du portefeuille de référence ou du taux sans risque sont la cause de biais dans la mesure des alphas et bêtas. De plus, la direction des biais dépend du fait de savoir si le vrai bêta est inférieur ou supérieur à l'unité. En général, la mesure du risque sera biaisée vers le bas si le vrai bêta est supérieur à 1, l'inverse est également vrai. Les auteurs notent que les biais engendrent une erreur de sens contraire entre l'alpha et le bêta, ce qui paraît logique compte tenu du fait qu'à l'équilibre, l'alpha est égal à 0.

### **2-3 L'utilisation du MEDAF**

Mayers et Rice (1979) viennent valider l'utilisation du MEDAF pour identifier une information spécifique touchant un titre en particulier. Ils estiment qu'un gérant possédant une information privilégiée non connue du marché peut espérer une rentabilité positive mesurée par l'alpha pour peu que le portefeuille efficient ait été correctement identifié.

Ils admettent que le marché n'est plus alors en équilibre parfait puisqu'un individu ne partage pas le consensus ; mais il ne s'agit alors que d'une violation mineure de la théorie car le poids d'un individu dans l'ensemble du marché est considéré comme négligeable. Ils pensent ainsi que *"L'analyse n'indique pas que les gérants aux médiocres résultats auront été identifiés improprement mais qu'elle peut conduire à la possibilité de désigner de manière incorrecte un gérant montrant de meilleurs résultats"*.

Cornell (1979) montre que les agents informés peuvent, de proche en proche, obtenir un poids non négligeable sur le marché, ce qui vient à l'encontre d'un des fondements de la théorie du MEDAF, alors que Verrechia (1979) pense que l'existence d'un consensus de marché indique une certaine homogénéité des prix. Dybvig et Ross (1985b) reprennent la critique de Roll pour prouver que, en l'absence d'asymétrie d'information la critique est fondée s'il n'existe pas de taux sans risque mais ne l'est pas s'il en existe un quand bien même le portefeuille efficient serait mal identifié.

Grinblatt et Titman (1989) tout comme Roll, notent qu'un indice choisi comme *benchmark* n'est pas efficient si un portefeuille dont les pondérations sont constantes au travers des périodes de mesures dégage une rentabilité anormale. Cette anomalie est alors due à une information de meilleure qualité. C'est

pourquoi, le portefeuille efficient doit être composé d'actifs évaluable. Les auteurs prennent l'exemple des valeurs pétrolières qui ne peuvent être comparées qu'à un *benchmark* composé de ce type de valeurs, les autres devenant alors des actifs qui ne peuvent faire l'objet de transactions donc non évaluable. Ils concluent ainsi " : *La problématique de l'actif manquant qui est importante dans l'évaluation du MEDAF, ne s'applique pas à celle des portefeuilles gérés qui concerne les actions et obligations négociées*".

Green (1986) confirme les assertions de Roll et insiste sur le point lié aux erreurs de choix de mesure en constatant que la variance du résidu sera probablement plus grande si le portefeuille évalué se situe au-dessus de la *security market line* mal définie. L'incidence sur la mesure de l'alpha de Jensen dont le signe dépend du numérateur, de la variance de la référence et de la covariance des résidus peut aller jusqu'à inverser un classement s'il existe un autre portefeuille mieux adapté.

### **3 Les indices de la bourse de Paris**

Il existe de très nombreux indices généralistes, géographiques et sectoriels élaborés par divers organismes:

- les journaux financiers, l'AGEFI est l'exemple français.
- les agences de notation comme Standard and Poor's,
- les grands organismes de financement tels Morgan Stanley.

Pour notre recherche circonscrite à la France, nous limitons notre choix aux indices officiels offrant les garanties d'indépendance et largement publiés dans les journaux financiers de même que sur les pages Internet.

#### **3-1 Le CAC 40**

Le CAC 40 doit son nom au système de cotation de la bourse de Paris. Créé à la fin de 1987, il rassemble à l'origine les quarante capitalisations françaises les plus représentatives. Tout récemment, à la fois en raison de l'ouverture vers

l'Europe et des opérations de fusion acquisition initiées ou subies par les entreprises, l'indice est ouvert aux capitalisations européennes cotées à Paris. C'est un conseil scientifique, réuni chaque trimestre, qui gère la fiabilité et la représentativité des indices. Toutefois, les opérations spéciales nécessitent parfois une révision de l'indice dans l'urgence ; en 1999, les opérations Total-Fina Elf, de même que BNP Paribas Société Générale ont fait descendre le nombre de valeurs de l'indice à 36 pendant plusieurs semaines.

Les critères d'appartenance sont les suivants :

- la taille : pour pouvoir être retenue, une valeur doit faire partie des 100 plus importantes capitalisations<sup>9</sup> de la cote
- la liquidité du titre : le taux de rotation<sup>10</sup> moyen de l'année et le flottant<sup>11</sup> sont observés de même que la volatilité du titre

### **3-2 Le SBF 250<sup>12</sup>**

Il s'agit de l'indice le plus large de la place de Paris. L'emboîtement des indices les uns dans les autres entraîne le fait que les valeurs du CAC 40 sont comprises dans l'indice SBF 250.

Nous savons par ailleurs que les volumes échangés sur le CAC 40 représentent plus de 80% des transactions quotidiennes de la place de Paris. Les transactions sur les capitalisations plus modestes viennent améliorer la représentativité de la réalité quotidienne.

Le conseil scientifique essaie en effet d'assurer une bonne représentativité des 12 secteurs économiques que l'on retrouve dans toutes les économies modernes sur la place de Paris. S'ajoute une préoccupation liée à la liquidité des titres et leur niveau de transactions quotidiennes mesuré au travers du taux de cotation<sup>13</sup>.

Nous utilisons naturellement l'indice SBF 250 dans le cadre de notre recherche.

---

<sup>9</sup> Il s'agit de la capitalisation boursière issue du nombre de titres inscrits

<sup>10</sup> C'est le ratio des titres échangés quotidiennement sur le nombre de titres inscrits

<sup>11</sup> Ce sont les titres en circulation dans le public par opposition aux titres inscrits à la cote et censés être gelés dans des mains "sûres" qui ne font pas l'objet d'échanges

<sup>12</sup> Le SBF 120 et le SBF 80 sont les indices intermédiaires entre le CAC 40 et le SBF 250. Les indices étant emboîtés, le SBF 120 rassemble les valeurs du CAC 40 et du SBF 80

<sup>13</sup> nombre de jours au cours desquels il y a des échanges sur la valeur rapporté au nombre de jours d'ouverture

### **3-3 L'indice du Second Marché**

Certains portefeuilles gérés activement sont davantage tournés vers les petites et moyennes capitalisations. La création du Second Marché de la bourse de Paris a pour but d'amener à la bourse les Petites et Moyennes Entreprises dans le but d'assurer leur financement et aussi de faciliter les opérations de succession.

L'indice du Second Marché n'a pas un nombre de titres fixe et n'est pas emboîté dans le SBF 250 même si l'on trouve quelques valeurs dans les différents indices. Sa représentativité est donc différente dans le fond et la forme.

Font partie de l'indice tous les titres du marché à l'exception des valeurs dont le taux de cotation est inférieur à 70%, celles dont le niveau de capitalisation est descendu à un niveau très faible<sup>14</sup>. A l'opposé, les valeurs qui représentent plus de 3% de la capitalisation du Second Marché ne sont pas retenues car elles ont candidates à un transfert sur le premier marché et, partant, éligibles aux indices SBF 250 voire SBF 120 et CAC 40.

### **3-4 L'indice du Nouveau Marché<sup>15</sup>**

Disponible depuis début 1998, cet indice, calculé dans le cadre de l'Euro NM<sup>16</sup>, mesure la performance des sociétés cotées sur ce marché dont la vocation est d'accueillir les entreprises nouvellement créées avec une orientation dite de la nouvelle économie.

Cette expression est suffisamment lâche pour pouvoir s'entendre comme illustratrice des sociétés du secteur informatique qu'elles soient constructeur ou distributeur de matériel, de logiciel ou qu'il s'agisse de sociétés tournées vers la mercatique et l'étude des fichiers clientèle. Il peut s'agir également de sociétés dont le métier principal n'a rien à voir avec l'informatique mais ayant développé de nouveaux concepts...

C'est l'indice le plus volatil depuis sa création et la description rapide de la mosaïque des valeurs montre bien la jeunesse de ce marché qui ne cache pas les défauts liés à cette caractéristique.

---

<sup>14</sup> En raison le plus souvent d'un redressement judiciaire ou d'une liquidation

<sup>15</sup> Nous rappelons l'IT CAC et l'IT CAC 50 construits dans le même esprit

<sup>16</sup> Qui regroupe les Nouveaux Marchés des Grandes places européennes

Dans ces conditions, il apparaît hasardeux de comparer des performances à partir d'indices n'offrant pas les mêmes caractéristiques de construction.

### **3-5 Le taux sans risque**

Les auteurs privilégient les taux à un mois comme référence sans risque. Ceux-ci sont en effet influencés par la politique monétaire du pays considéré et servent de référence usuelle pour la détermination des taux courts tant au niveau des ressources qu'à celui des emplois. Dans cet esprit, nous prenons comme taux sans risque celui des bons du trésor à treize semaines qui font l'objet d'adjudications régulières. Ainsi, l'évolution des taux est représentative des fluctuations à court terme du marché français.

Black (1972) propose un portefeuille appelé "zéro bêta" avec une variance minimale pour servir de taux sans risque. Dans le cadre de notre étude, un tel portefeuille est difficile à construire et pourrait être l'objet de discussion.

Par ailleurs, Morris et Pope (1981) montrent que l'influence d'un taux sans risque à niveau constant influe peu sur le classement des portefeuilles étudiés à partir de l'alpha de Jensen. Ils n'excluent pas pour autant le risque lié au niveau des taux puisque le maintien du pouvoir d'achat dépend de l'inflation.

### **Conclusion**

L'établissement de la meilleure référence possible pour un objectif de gestion donné fait d'autant plus l'objet de discussions que l'évaluation de la performance en dépend directement. Les conséquences nées de la relation d'agence conduisent à adopter une attitude prudente dans le choix de la mesure d'étalonnage.

La quête des facteurs explicatifs des rentabilités est sans doute intéressante mais n'est pas directement applicable sur le marché français dont la taille globale reste limitée. De ce point de vue, la référence au MEDAF reste incontournable.

Nous venons de voir enfin que les indices officiels de la place de Paris ne suivent pas tous la même méthodologie. Dans ces conditions, choisir une référence bâtie

sur plusieurs indices hétérogènes comme substituts aux facteurs explicatifs des rentabilités nous semble hasardeux. Nous consacrons un paragraphe sur ce sujet dans la méthodologie de la recherche.

## Chapitre 4

### les styles de gestion

#### **Introduction**

Les caractéristiques de la rentabilité et du risque connues, l'évaluation de la performance d'un portefeuille entraîne une comparaison avec un *benchmark* qui n'est pas universel en raison de la diversité des objectifs de gestion. Ces divers objectifs entraînent la création d'autant de styles de gestion. Ce chapitre apporte un éclairage sur ces styles de gestion dont les définitions précises ne sont pas encore arrêtées définitivement dans la littérature.



## **1 Les facteurs explicatifs des rentabilités**

Il ne s'agit pas ici d'effectuer un exposé sur la Théorie des Prix par l'Arbitrage de Ross (1976), mais de constater que, suite aux travaux empiriques menés dans les années soixante-dix et quatre-vingt, des promoteurs de gestion collective ont créé des portefeuilles orientés vers les facteurs réputés les plus à même d'expliquer, voire de procurer une bonne rentabilité.

### **1-1 L'étude de Grinblatt et Titman**

Parmi ceux-ci nous mettons en valeur l'étude de Grinblatt et Titman (1987) qui apportent une dimension intéressante au concept de moyenne variance en constatant que les différents facteurs ont un pouvoir explicatif sur les cours s'il existe des combinaisons linéaires "localement efficaces". Ils constatent que la composition de portefeuilles via l'analyse du facteur de maximum de vraisemblance permet d'inclure les facteurs explicatifs de l'APT si ceux-ci sont efficaces au sens du concept de moyenne variance donc au sens du MEDAF. Il s'agit là d'une réflexion intéressante dans la mesure où elle rapproche les deux points de vue au lieu de les rendre antagonistes et exclusifs.

### **1-2 L'étude de Fama et French<sup>1</sup>**

Fama et French (1993) constatent que le bêta explique faiblement la rentabilité des titres dans le cadre du MEDAF et explorent une nouvelle fois la voie tracée par Fama et MacBeth (1973) sur la recherche des facteurs susceptibles d'expliquer les rentabilités des titres. Ils utilisent la méthodologie de Black (1972) : les rentabilités mensuelles des actions et obligations sont régressées sur les rentabilités du marché et sur les rentabilités de portefeuilles théoriques dupliquant les effets de taille, de valorisation comptable sur la valorisation du marché, de structure à terme des taux d'intérêt.

---

<sup>1</sup> Nous résumons ici les points abordés en détail dans le chapitre précédent sous l'angle des références

Les auteurs estiment que les prix sont le reflet de la rationalité des acteurs et que les facteurs ci-dessus sont représentatifs du risque systématique couru, les portefeuilles ne comportant plus de risque spécifique particulier. Les pentes et les coefficients de détermination viennent témoigner de l'influence des facteurs explicatifs.

Les principaux résultats sont les suivants :

Le critère de taille montre une corrélation négative avec la rentabilité moyenne alors qu'elle est positive avec le facteur valorisation comptable/valorisation du marché. Les rentabilités anormales des obligations sont faibles et leur relation avec la courbe des taux n'est pas évidente.

Il existe une relation entre la partie long terme de la courbe des taux d'intérêt et les rentabilités des actions, ce qui est attendu : si les taux se tendent, les actions sont moins attractives et vice versa.

La prime de risque de non-paiement affecte davantage les petites capitalisations que les grosses, ce qui est là aussi attendu.

### **1-3 L'étude de Chan et alii**

Chan et alii (1998) réalisent une synthèse des facteurs explicatifs des rentabilités en utilisant des données de la période janvier 1968-décembre 1993. Ils ne cherchent pas de nouveaux facteurs mais utilisent ceux qui ont été mis en valeur lors des recherches menées précédemment. Ceux-ci sont classés en 5 catégories :

- Les facteurs fondamentaux : le ratio valeur comptable/valeur de marché, le cash flow/la valeur de l'action (les auteurs excluent les valeurs financières quand ils étudient ce ratio en raison des difficultés d'interprétation), le dividende/la valeur de l'action, le bénéfice par action et la taille qui est la valeur boursière de l'entreprise (significative de sa liquidité sur le marché).
- Les facteurs techniques qui comprennent les performances antérieures d'un titre relevées sur plusieurs horizons temporels.
- Les facteurs macro-économiques : l'évolution de la production industrielle, la prime de risque obligataire égale à la différence de rémunération entre les obligations du secteur privé et les emprunts d'état de même maturité. Le troisième facteur est celui de la rémunération nette égale à la différence entre le taux sans risque (les T-Bills à 1 mois aux Etats-Unis) et le niveau de

l'inflation mesuré le mois précédent. La courbe des taux et l'évolution anticipée et non anticipée des prix à la consommation viennent compléter cette liste.

- les facteurs statistiques au nombre de 4 tels que définis dans l'approche méthodologique de Connor et Korajczyk (1988)
- Le facteur de marché sous la forme deux types d'indices : le premier équipondéré, le deuxième, pondéré par la valeur des titres.

Ils construisent des portefeuilles fictifs sur la base de rangs divisés en quintiles et prennent garde à la corrélation potentielle entre les différents facteurs, dans ce cas, les influences perçues auraient en effet la même origine et les constats superfétatoires.

Les auteurs constatent tout d'abord la grande volatilité des rentabilités moyennes observées et un effet janvier marqué d'autant plus que la taille des entreprises est faible. Les autres facteurs montrent également un effet janvier assez étonnant car les auteurs comme nous-mêmes, pensons que cet effet est essentiellement fiscal, or les données macro-économiques constituent également un facteur explicatif qui va au-delà du window dressing relevé par exemple par Lakonishok *et alii* (1991).

Les facteurs de style d'investissement présentent un caractère qualifié de défensif car les rentabilités liées sont plus importantes lorsque le marché baisse et moins nettes lorsque le marché monte. Les effets de taille et de dividendes versés répondent ainsi à leur vocation de havre lorsque les marchés baissent.

La covariance entre l'effet taille et celui des dividendes versés laisse à penser que les deux facteurs obéissent aux mêmes lois de marché. Plus étonnante est l'absence de corrélation entre la notion de cash flow et celle du bénéfice par action. Les auteurs pensent qu'il s'agit d'une méconnaissance ou d'une absence d'utilisation du paramètre cash flow dans l'évaluation des prix des actions<sup>2</sup>. L'effet *momentum* qui donne toujours matière à de nombreuses interprétations erronées dans la littérature consacrée à l'analyse chartiste est également confirmé.

---

<sup>2</sup> Il sera intéressant de retravailler cette notion dans quelques années lorsque les valeurs dites de la nouvelle économie seront sorties de leur phase de démarrage. Il convient de noter que le marché sanctionne l'endettement trop important des firmes, celui-ci venant obérer le cash flow.

Les variances sont peu interprétables quoique importantes et les auteurs laissent entendre que le fait de suivre un indice peut s'avérer être une tâche délicate. L'ensemble de ces résultats est globalement robuste puisque les marchés anglais et japonais semblent confirmer les résultats.

Rappelons pour terminer ce bref aperçu des facteurs explicatifs le constat de Admati et alii (1986) qui ont essayé de les quantifier : *"Malheureusement, du fait du grand nombre d'interactions existant entre les données informationnelles, il a été nécessaire d'inclure un nombre de régresseurs très important. De la sorte, l'estimation des paramètres (...) n'est possible que pour des longueurs de séries irréalisables"*.

## **2 Les styles de gestion**

Comme les facteurs explicatifs sont nombreux, il est normal de constater la coexistence de plusieurs styles de gestion. Le style de gestion désigne les compartiments de la cote privilégiés par l'intervenant.

### **2-1 La gestion active**

En amont du style de gestion, il convient d'opposer la gestion passive à la gestion active. Nous définissons la gestion passive comme la gestion indicielle qui consiste à dupliquer un *benchmark* en conservant le coefficient bêta le plus proche possible de 1 (*cf. supra*).

L'objectif de la gestion active est d'obtenir une rentabilité supérieure à celle du marché ou du compartiment de marché suivi spécialement par le gestionnaire. Il s'agit d'un travail d'équipe réunissant les analystes de données macro-économiques dont l'objectif consiste à désigner les secteurs porteurs et ceux qui le sont moins : faut-il privilégier le secteur des matières premières ou l'automobile, l'or ou la détention d'obligations ?

Les analystes des valeurs de chaque secteur évaluent les entreprises et essaient de détecter au travers des chiffres trimestriels et des rencontres les situations spéciales qui permettent les arbitrages. Les gérants mettent alors leur savoir-faire en jeu en utilisant les recommandations des uns et des autres sans compter le consensus de marché et l'analyse technique. Nous touchons une limite à la

rationalité des gérants qui apprennent durant leurs études à se méfier de l'analyse technique et se servent ensuite de celle-ci comme témoin de leur habileté ou de leur désarroi suivant les circonstances. Ils agissent globalement dans le cadre de l'objectif de gestion qui leur est assigné, les excès existent mais restent globalement l'exception.

## 2-2 L'analyse de Sharpe

Sharpe (1992) propose une méthodologie de choix d'allocation d'actifs en rapport avec les styles de gestion. Il commence par définir les facteurs qui ont une influence sur le cours d'une classe d'actions. La somme des facteurs non évalués individuellement, est inconnue *ex ante*.

L'ensemble des facteurs significatifs conduit à la composition d'un portefeuille de différentes classes dont la somme des bêtas sera égale à 1 moins un résidu.

Cette somme représente la rentabilité attribuée au style alors que le résidu est la représentation de la capacité de sélection.

En s'arrêtant à ce stade, le portefeuille obtenu ressemble au portefeuille global du marché. Il convient donc de choisir les facteurs, dans le *style* particulier de gestion qui sont selon l'auteur :

- 1 Non corrélés entre eux
- 2 Exhaustifs c'est-à-dire véritablement représentatifs
- 3 Dont les rentabilités sont différentes de l'ensemble

*"De manière pragmatique, chacun devrait représenter un portefeuille de valeurs équipondérées ; aucun titre ne devrait se trouver dans une autre classe ; chaque classe devrait comporter un nombre important de valeurs (permettant une diversification optimale) ; et, au cas où deux ou plusieurs classes seraient corrélées entre elles, elles devraient avoir des écart types différents (ne pas avoir le même risque global)".* L'efficacité du modèle est mesurée par le coefficient de détermination. De plus, un bon modèle renferme un nombre peu élevé de classes.

Ce faisant, l'auteur détermine en fait les classes d'actifs qui surperforment le marché en anticipant ainsi sur la notion de *market timing* (cf. *infra*).

Un exemple pris entre 1984 et 1989 montre que les classes de valeurs ainsi constituées performent différemment du marché. Le choix de pondérer plus ou

moins une classe revient à construire un portefeuille dont la variance du résidu sera la plus faible possible préfigurant la notion de *tracking error* (cf. *infra*).

Une méthode plus affinée consiste à utiliser l'étude de Markowitz (1987). Wang (1999) apporte un complément de recherche lorsque le *benchmark* est multiple.

Une remarque intéressante termine la démonstration de l'article de Sharpe quand il partage la responsabilité des acteurs intervenant sur les marchés :

*"Un investisseur choisissant le mutual fund x devrait connaître le style de gestion qui privilégie (par exemple) les valeurs de croissance et les petites capitalisations. Le choix d'exposition du portefeuille à ces classes d'actifs est du domaine de responsabilité de l'investisseur. Les résultats associés au choix de ce style devraient être attribués à l'investisseur et non au gérant du fonds qui suit ce style".*

Si le débat de la mesure de performance paraît assez simple à délimiter, l'attribution de performance provient bien pour partie du choix de l'investisseur qui entre sur le marché à un niveau de prix et de risque.

### **2-3 Les travaux de Brown et Goetzmann**

Brown et Goetzmann (1997) constatent qu'il existe toujours un flou autour de la notion du style de gestion. La notion est suffisamment lâche pour permettre à différentes politiques d'investissement de s'exprimer. Le style le plus répandu, celui des valeurs de croissance est défini comme suit par l'*Investment Company Institute* " : *Les fonds dédiés aux valeurs de croissance investissent dans les titres courants des entreprises solidement installées. Leur premier objectif est de procurer un accroissement de la valeur des capitaux investis (gains en capital) plutôt que d'offrir un flux de dividendes*"<sup>3</sup>

Cette définition ne donne aucune indication sur le type d'actions détenues en portefeuille, la diversification de celui-ci, la stratégie et les opportunités d'achat et de vente. Il est alors inutile de traquer ce style de portefeuille comme moyen d'anticiper sa performance. Aux Etats-Unis, la SEC et en France, la COB donnent des indications sur l'emploi de termes génériques dans les dénominations des fonds de telle sorte qu'il y ait une certaine homogénéité et une comparaison

---

<sup>3</sup> p12 de la brochure de 1991

possible. Malgré cela, les auteurs remarquent que de 1976 à 1992, 10% environ de leur échantillon a changé d'objectif de gestion sans compter les fonds disparus.

## **2-4 Les principaux styles de gestion**

Nous distinguons les grandes familles : *growth*, *value* et *blend* que nous traduisons littéralement par valeurs de croissance, valeurs sous-évaluées et mixtes.

### 2-4-1 Le style *growth*

Le gérant recherche les valeurs dont l'espoir d'évolution est le plus rapide possible. Si le portefeuille ne comporte que ce type de valeurs il sera rangé dans une catégorie appelée *aggressive growth*.

Les risques pris par le gérant sont réputés être importants car les valeurs en portefeuille sont surévaluées au sens de la droite de marché. De plus, le gérant anticipe le plus souvent une hausse générale du marché en raison d'un environnement macro-économique favorable. Le Nouveau Marché à Paris, ses homologues européens et le NASDAQ aux Etats-Unis sont considérés comme étant les réceptacles naturels de ces titres.

Ce style de gestion engendre la volatilité la plus importante.

Le journal *Morningstar* ajoute à la définition de ce style que le revenu immédiat ne fait pas partie des objectifs primordiaux.

Un style voisin consacré aux *mid cap funds* précise que les fonds de valeurs de croissance sont orientés vers les capitalisations moyennes de la côte ; elles sont moins volatiles que les *small caps*, secteur d'investissement privilégié des fonds plus agressifs, l'extrême est atteint par les *micro cap funds*. Ces fonds agressifs ont souvent recours à la vente à découvert et pratiquent intensément le *market timing*.

### 2-4-2 Le style *value*

Le gérant cherche à composer un portefeuille de valeurs se situant en dessous de la droite de marché pour lesquelles il espère un retour vers la moyenne.

Le risque est considéré comme moins important car les sociétés concernées ont connu des problèmes passagers et sont en attente d'un "retour en grâce" ; de même, le gérant traque des opportunités au sein des valeurs dites délaissées : elles existent à la côte depuis de nombreuses années mais leurs résultats ne sont pas encore valorisés convenablement. Le potentiel de croissance dépend donc de la reconnaissance de l'ensemble des investisseurs dont le gérant espère qu'ils parviendront à la même conclusion que lui avec un temps de retard.

Ce style de gestion engendre en théorie moins de volatilité ne fût-ce que parce que le portefeuille fait moins l'objet d'arbitrages. Il faut du temps pour constituer des lignes et pour s'en séparer.

Un style voisin est désigné par le terme *large cap fund* pour désigner un fond dédié aux grandes capitalisations de la côte qui sont réputées moins volatiles et se trouvent en dessous ou à proximité de la droite de marché.

Les promoteurs vendent les mérites des grandes capitalisations sur le long terme comme un placement idéal en vue de la retraite.

### 2-4-3 Le style *blend*

Il s'agit littéralement d'un mélange des deux styles précédents.

### 2-4-4 Les autres styles de gestion

Afin d'illustrer la multitude des orientations possibles, nous ajoutons aux styles principaux :

- *Growth and Income* (croissance et revenu) : les fonds sont investis dans les valeurs de croissance mais inclut dans ses objectifs la notion de revenus.
- *Income* les investissements en obligations et en cash voisinent avec des titres de différents secteurs d'activité.



- *Global Timing* (stratégie de *timing* universelle). Cette catégorie cherche à épouser les cycles de hausse ou de baisse du marché en n'hésitant pas à investir sur les marchés extérieurs aux Etats-Unis.
- *Glamour* :les favoris de la cote si nous osons cette traduction imprécise à la mesure de l'explication apportée par les auteurs. Ce style comprend à la fois des grandes et petites capitalisations avec une prépondérance des petites capitalisations. Les titres représentatifs ont des ratios prix du marché/valeur comptable, bénéfiques par action et résultats sur les cinq dernières années élevés. Les gérants engagés dans ce style de gestion cherchent à suivre la tendance, en ce sens, ils cherchent les valeurs corrélées positivement avec l'indice.
- *International* avec des investissements en Europe et au Japon, l'exposition sur les marchés domestiques est variable. Il existe donc à l'intérieur de ce style des orientations *growth* et *value*.
- *Metal Funds* : ces fonds sont consacrés aux valeurs or et matières premières.

Il convient enfin d'ajouter les fonds consacrés aux différents secteurs d'activité comme la finance, la santé, les médias, les télécommunications etc.

La difficulté soulevée par la mixité des styles de gestion est celle du suivi car un gérant peut faire varier son exposition à un style au fil du temps.

En effet, et pour ne prendre qu'un exemple, les petites valeurs ont tendance à croître et le style de gestion se trouve "mécaniquement" dans une catégorie différente de celle qui est prévue à l'origine.

Buetow *et alii* (2000) soulignent l'inconstance des styles de gestion et souhaitent que chaque gestion ait un *benchmark* approprié de telle sorte que la performance mesurée reste homogène au fil du temps. Quelques promoteurs commencent à répondre à cette demande en indiquant assez précisément le pourcentage de l'argent investi consacré aux différents compartiments de marché qui constituent ensemble le style de gestion.

## **Conclusion**

Comme nous pouvons le pressentir dans l'étude des facteurs explicatifs des mouvements du marché, les styles de gestion sont de plus en plus nombreux et leurs définitions précises de plus en plus incertaines.

Dans le chapitre consacré à la méthodologie, nous justifierons le choix des indices de référence qui servent à évaluer la performance dans le cas français.

Cela étant, nous n'ignorons pas les limites de l'utilisation de tel ou tel *benchmark*.

## **Conclusion de la première partie**

Mesurer la rentabilité d'un placement financier suppose que soient appréhendées les problématiques liées au temps et à la prise en compte exhaustive de tous les flux financiers. Les coûts de gestion, la fiscalité, le biais du survivant et celui de sélection viennent perturber la comparaison objective entre les portefeuilles. Le rôle du gérant apporte une dimension subjective complémentaire: la pression née des pertes constatées vient modifier la perception de la performance.

Le choix de l'indice de référence qui sert à l'étalonnage de la performance est primordial pour retrouver le critère de mesure objective souhaité par les parties.

Nous terminons cette première partie par l'évocation des facteurs explicatifs des rentabilités qui amènent les promoteurs à créer et à lancer de nouveaux OPCVM.

Ces facteurs deviennent alors autant de styles de gestion plus ou moins purs suivant l'unicité ou la multiplicité des orientations de gestion.

Partie 2

**Les modèles de mesure de performance**

## Introduction

La gestion de l'épargne confiée à un professionnel peut être suivie par l'investisseur d'une manière approximative. Il s'agit alors d'observer la performance réalisée par rapport à ou aux références que chacun se choisit : le taux d'inflation, celui du livret A des Caisses d'épargne, un indice boursier...Le gérant professionnel obtient-il un résultat satisfaisant par rapport à ces références ?

Le ratio d'information donne une première réponse. Celle-ci nous permet de relier les fondements théoriques au cadre statistique de la moyenne variance comme élément de mesure incontournable. Ce ratio apparaît toutefois comme étant insuffisant aux yeux des professionnels pour qualifier précisément la performance. En effet, il s'agit d'une mesure absolue de rentabilité établie par rapport au risque. Treynor, Sharpe et Jensen apportent à la fin des années soixante et au début des années soixante-dix une contribution fondamentale à l'évaluation en faisant référence au MEDAF pour Treynor et Jensen, en s'exonérant pour Sharpe. Sur ces bases, Fama présente la notion de "sélectivité nette" que nous envisagerons comme un complément des travaux des trois auteurs.

Les modèles de mesure basés sur le MEDAF montrent leurs limites et la critique de Roll (1976) ouvre définitivement la voie aux modèles multi facteurs jusqu'au moment où Admati *et alii*(1986) constatent que le nombre de facteurs susceptibles d'influencer le marché est incommensurable.

Depuis lors, la recherche théorique n'a pas permis de dégager un nouveau modèle qui fasse autorité. Les auteurs restent limités à l'étude des facteurs et à celle des styles de gestion.

Nous passons en revue les modèles et apportons nos commentaires en terminant cette partie par une revue d'études empiriques.

## Chapitre 1

# Le ratio d'information et ses dérivés

### Introduction : les définitions

Avant d'aborder les mesures de performance, nous présentons la définition des deux termes les plus utilisés dans la littérature. Ce premier chapitre est ensuite consacré au ratio d'information et à deux dérivés : la mesure d'Aftalion et Poncet et celle de Kao et Shumaker

Deux notions fondamentales sont abordées dans les mesures de performance : la sélectivité et le *market timing*.

La sélectivité<sup>1</sup> peut être définie comme la capacité du gestionnaire à choisir les titres susceptibles de sur performer le marché. Il s'agit d'une anomalie à la théorie du MEDAF qui souligne que le risque spécifique d'un portefeuille parfaitement diversifié n'est pas rémunéré.

---

<sup>1</sup> *Stock picking ability, Microforecasting* ou *Security Analysis* en anglais

Seuls les mouvements de marché sont sensés l'être et le gérant capable de les anticiper fait preuve d'habileté dans le domaine du *market timing*<sup>2</sup>.

Le *market timing* est associé au bêta (la pente de la droite de régression) du portefeuille. Augmenter ce coefficient signifie que le gestionnaire prend davantage de risques, il anticipe un mouvement haussier du marché, diminuer ce coefficient en arbitrants les lignes risquées contre de l'actif sans risque signifie une anticipation d'un mouvement de baisse.

La sélectivité est représentée par l'alpha ou l'ordonnée à l'origine de la droite de régression. Une valeur positive signifie que le gérant sait profiter des anomalies de rémunération de la théorie, il sait donc choisir les secteurs d'activité et les titres représentatifs d'une phase de cycle économique porteuse. Une valeur négative signifie que le gérant ne sait pas en tirer parti.

Analyser ces deux aspects de la performance et détecter les gérants les plus à même de faire preuve de bonnes capacités dans ces deux domaines, voilà le champ d'investigation des chercheurs qui tentent de modéliser les facteurs et de hiérarchiser les intervenants.

## **1 Le ratio d'information**

C'est la mesure de base de la gestion active qui répond à la question : quelle a été la rentabilité du portefeuille en excès de l'indice de marché et avec quelle prise de risque ? Cette mesure consacre la notion de moyenne variance comme moyen le plus commode de rendre compte objectivement d'une performance et peut être présentée de deux manières.

---

<sup>2</sup> Pour lequel il n'existe pas de traduction satisfaisante en français, la capacité d'anticipation des mouvements du marché semble être la plus acceptable. Le terme *macroforecasting* parfois employé dans la littérature anglo-saxonne est réducteur car il laisse à penser qu'il suffit de prévoir l'évolution des données macro-économiques pour avoir une bonne habileté en *market timing*.

## 1-1 la première présentation du ratio d'information

Standard & Poor's Micropal en France et Frank Russel Company aux Etats-Unis par exemple utilisent pour calculer le ratio d'information d'un portefeuille:

$$IR_p = \frac{(\bar{R}_{pt} - \bar{R}_{mt})}{\sigma(R_{pt} - R_{mt})} \quad (13)$$

Avec

$\bar{R}_{pt}$  la rentabilité moyenne du portefeuille observée pendant la période t

$\bar{R}_{mt}$  la rentabilité moyenne du *benchmark* observée pendant la période t

$\sigma$  l'écart type des différences de rentabilité entre le portefeuille et le marché

Le numérateur désigne la performance : c'est une simple différence de moyennes entre le portefeuille et la référence de marché, le dénominateur constate la dispersion des rentabilités du fonds par rapport à sa référence ; il vient qualifier la performance en termes de régularité. C'est le *tracking error* des anglo-saxons.

Il s'agit d'un premier avis sur la qualité de la gestion. Plus le ratio a une valeur élevée, plus la gestion est considérée comme performante.

Cette mesure a le mérite de la simplicité puisque la rentabilité en excès du portefeuille géré est dépendante de l'unité supplémentaire de volatilité du portefeuille de marché.

Comme il s'agit d'une mesure de rentabilité qui désigne un rendement, le ratio d'information est présenté sous une forme annualisée afin de faciliter la lecture et les comparaisons des OPCVM entre eux:

$$\frac{((1+x)^n - 1)}{y \times \sqrt{n}} \quad (14)$$

Avec

x comme différence de rentabilité entre le fonds et sa référence, c'est le numérateur de l'équation 13.

y comme écart type des différences, c'est le dénominateur de 13



$n$  le nombre de sous-périodes d'observations au cours de la période annuelle

Aucune information n'est apportée sur le futur ; pour employer une métaphore, il s'agit d'une photographie instantanée et chacun connaît les effets du temps qui passe sur les paysages. Ce ratio n'est donc pas le moyen de savoir si à une augmentation du risque correspond mécaniquement une amélioration de la rentabilité. Nous avons en effet observé que le risque global du fonds est considéré comme systématique, en d'autres termes, le bêta est figé à la valeur 1 pour tout niveau de marché.

Il reste néanmoins intéressant de le mesurer si l'échantillon est suffisamment large pour l'apprécier statistiquement au travers de l'intervalle de confiance.

Le  $t$  statistique a comme expression :

$$t = \sqrt{N}(IR_p) \quad (15)$$

Avec

$N$  le nombre total d'observations.

Il est alors possible de classer les fonds de placement entre eux sous réserve de préciser la référence de comparaison et la période d'observation. Il s'agit alors d'un classement instantané.

### **1-2 Le ratio d'information avec un bêta estimé.**

La construction de ce deuxième ratio d'information s'appuie sur la méthode statistique des moindres carrés ordinaires avec la formulation:

$$IR_p = \frac{\alpha_p}{\sigma_{ep}} \quad (16)$$

Avec

$\alpha_p$  comme représentation de la rémunération du portefeuille non expliquée par le marché

$\sigma_{ep}$  comme écart type des résidus de la régression

Cette présentation vient répondre à l'objection formulée plus haut à propos du caractère figé du bêta. Dans la première version en effet, plus le gérant prend de risques, plus il a de chances d'obtenir un meilleur rendement que la référence et, partant, un meilleur ratio d'information. Mais une prise de risque excessive peut mener également à la catastrophe...

En ne captant que la part de rémunération non expliquée par l'évolution du marché (nous retrouverons cette notion en étudiant l'alpha de Jensen), il est possible d'obtenir une information sur la capacité du gérant à sélectionner les meilleurs titres.

Cela étant ce deuxième ratio d'information est plus flatteur que le premier pour un bêta inférieur à 1 car la variance résiduelle diminue dans ce cas.

La question de la stabilité des bêtas demeure néanmoins posée et laisse latente celle de la pertinence de tel ou tel indice de marché en tant que moyen de mesurer de manière fiable les écarts.

### **1-3 L'interprétation du ratio d'information**

Comme nous le voyons, les deux constructions n'ont pas la même portée immédiate aux yeux du lecteur. Dans le premier cas en effet, si le numérateur présente une valeur arithmétique négative, c'est-à-dire une performance inférieure en moyenne au marché, le ratio le sera également.

Dans la deuxième présentation et pour les mêmes valeurs, l'ordonnée à l'origine de la droite représentée par l'alpha ne sera pas nécessairement négative car elle dépend de la pente de la droite. Il importe alors de savoir si l'information est statistiquement significative.

Comme cette information s'interprète suivant les recherches empiriques et non pas en suivant une théorie, ceux-ci ont été menés notamment par Sueur et Walter (1993), Grinold et Kahn (1995).

Ces derniers proposent une "*loi fondamentale de la gestion active*" basée sur la maximisation du ratio d'information atteignable par un gérant. Ce ratio est le résultat de deux composantes : un coefficient d'information et ce que les auteurs appellent "*l'ampleur de la stratégie*".

Le coefficient d'information est la corrélation entre la rentabilité actuelle des titres et les prévisions de rentabilité future telles qu'appréciées par le gérant.

Grinold et Kahn considèrent qu'il s'agit de la mesure de l'habileté du gérant ou celle d'une information privilégiée.

L'ampleur de la stratégie est définie comme le nombre de paris pris sur la foi des prévisions de rentabilité exceptionnelle. Comme il s'agit d'une construction théorique *ex ante*, il n'y a pas de correspondance directe avec la mesure *ex post* décrite ci-dessus.

Cette maximisation de la prise de risque ou de la qualité d'information rapportée au coefficient d'aversion au risque donne la valeur théorique du surplus de rentabilité attendu.

Malheureusement, il est difficile d'obtenir *ex ante* les vraies valeurs de l'aversion au risque et celle des informations reçues et retenues par le gérant, les observations sont donc *ex post*. Les résultats sont les suivants :

- si la valeur du ratio d'information est négative, le gérant professionnel n'apporte aucune valeur ajoutée à la gestion d'un porteur naïf, la prise en compte des frais d'entrée et de sortie vient aggraver le constat qui est le plus souvent réalisé hors frais.
- un ratio inférieur à 0.5 souligne une gestion risquée
- une performance de 0.5 suit le paradigme qui veut que deux points de risque supplémentaires engendrent un point de rendement. Les valeurs supérieures sont très rarement rencontrées.

Il convient de regarder avec circonspection un ratio de bonne valeur qui serait en fait le fruit d'un portefeuille diversifié et d'une référence étroite, nous pensons à une niche de marché ou à une nouvelle référence née d'un marché en phase de création et de développement.

Goodwin (1998) n'hésite d'ailleurs pas à déclarer que le choix de l'indice de référence fait parfois l'objet d'intenses négociations entre le gérant et l'investisseur.

Il conseille de se garder de juger le seul niveau d'un ratio d'information pour prendre une décision d'investissement, mais de comparer les ratios ayant la même référence. Nous avons vu plus haut que cette précaution n'est pas suffisante pour pouvoir anticiper sur la capacité future du gérant à conserver sa même capacité de choix ou d'information.

Gupta *et alii* (1999) montrent les limites de l'utilisation du ratio d'information comme outil de prévision et de suivi du risque. Ils tombent selon nous dans le travers signalé ci-dessus à propos des deux méthodes de calcul en estimant que l'alpha a un caractère moins prédictif que la première version du ratio. Ils prennent des styles de gestion sur une période globale de 5 ans (1993-1997) en décomposant celle-ci en deux parties : la première d'une durée de trois ans sert de référence alors que les deux dernières années servent à valider les résultats de la première. Les portefeuilles des différents styles de gestion sont triés en quartiles. Cela étant, outre le fait que les périodes sont trop courtes et s'inscrivent dans une évolution globale des marchés hésitante en début de période et en hausse en deuxième partie, les résultats obtenus sont suffisamment flous pour qu'il ne soit pas utile de justifier plus avant la nécessité de ne pas comparer deux mesures dont les caractéristiques sont différentes.

Au total, et au-delà de ces exemples, les deux manières de présenter les ratios d'information laissent en suspens un nombre trop important de questions au point que Roll (1977) pose celle de savoir si les mesures de performance sont destinées à évaluer les portefeuilles ou leurs références. A ce stade de réflexion, Dybvig et Ross (1985b), analysant la mesure de performance hors la présence d'un actif sans risque, constatent que Roll a raison quand il affirme qu'il est possible de trouver deux indices venant évaluer un portefeuille en sens opposé.

## **2 La mesure d'Aftalion et Poncet**

Aftalion et Poncet (1991) essaient de remédier aux insuffisances du ratio d'information quand le *benchmark* ne reproduit pas le même style de gestion. Ils estiment que chaque portefeuille doit être évalué par rapport à un portefeuille de structure comparable. Par exemple, si un portefeuille est investi en permanence à hauteur de 60% en actions et de 40% en obligations, le *benchmark* de référence doit avoir la même composition de telle sorte que la mesure de *tracking error* ait une signification réelle.

Ils proposent un indicateur global de performance ou indice AP:

$$AP = R_{pt} - R_{mt} - PR(\sigma_{pt} - \sigma_{mt}) \quad (17)$$

Avec

$R_{pt}$  la rentabilité du portefeuille géré pendant la période t

$R_{mt}$  la rentabilité du *benchmark* pendant la période t

$\sigma_{pt}$  le risque du portefeuille géré pendant la période t (écart type)

$\sigma_{mt}$  le risque du *benchmark* pendant la période t (écart type)

$PR$  La prime de risque

Ils postulent qu'un portefeuille risqué doit rapporter davantage qu'un portefeuille dont le risque est minimisé et pour lequel l'investisseur attend en retour une rentabilité moindre.

Reste à calculer le montant de la prime qui "*Devrait correspondre à ce qu'en moyenne le marché exige de taux de rentabilité supplémentaire par point de risque*".

Par exemple, sur une période de 35 ans, le taux sans risque est de 8%, il représente le marché monétaire qui a connu une volatilité de 3% durant la période. Un portefeuille diversifié composé d'actions françaises a une rentabilité de 11% soit une prime de 3% par rapport au taux sans risque. La volatilité du portefeuille actions est de 18%. Donc, dans ce cas, 15 points de risque ont procuré 3 points de rentabilité supplémentaire. La prime de risque  $PR$  est égale à  $3/15$  soit 20%.

Il est alors possible de classer les OPCVM ayant le même style de gestion donc le *benchmark* représentatif des valeurs du segment de marché exhibant les mêmes caractéristiques.

Les auteurs rappellent que le  $\beta$  de la régression linéaire supérieur à 1 désigne une gestion plus risquée que la référence.

L'alpha, représentation du risque spécifique, est du même signe que l'indice AP, l'ordonnée à l'origine positive révèle une gestion dont la performance est supérieure au *benchmark*. Le coefficient de détermination vient expliquer la régularité de la performance au cours des différentes mesures successives. Si sa

valeur est proche de 1, alors la gestion a répondu aux objectifs fixés ; proche de 0, la valeur indique en cas de performance significativement positive, un facteur chance élevé car le gérant n'a pas été capable de suivre les objectifs initiaux.

Lioui (1994) propose d'appliquer la mesure d'Aftalion et Poncet en temps continu et montre que le temps nécessaire pour obtenir des estimateurs fiables est de un an et demi lorsque ceux-ci se rapportent aux observations quotidiennes pour monter jusque 10 ans en cas d'observations annuelles.

Le problème majeur de la stationnarité de la prime reste entier compte tenu du fait que la régularité du besoin d'information sur les résultats ne correspond pas à la longueur des séries économétriques nécessaires à la confection d'un modèle qui n'offre qu'une stabilité apparente. Cela étant ce modèle a aussi le mérite de s'affranchir de la problématique des valeurs négatives jugées dans le cadre strict du MEDAF comme des aberrations puisque montrant des portefeuilles situés en dessous de la frontière efficiente.

### **3 Le modèle de Kao et Shumaker**

Kao et Shumaker (1999) utilisent le ratio d'information comme illustration de la capacité de *market timing* des gérants. Ils estiment que le gérant va acheter des actifs risqués en vendant à découvert les actifs sans risque en période de hausse, et, bien entendu, le gérant aura une tactique inverse s'il estime être au devant d'une période de baisse.

L'étude porte sur la période 1979-1997. Les auteurs cherchent à savoir quel aurait été le résultat de cette tactique appliquée parfaitement. Les résultats ci-dessous sont tirés du tableau p 38.

Il s'agit de présenter deux exemples susceptibles d'allécher le lecteur, mais les auteurs ajoutent que leur but n'est pas de valider la robustesse de leurs mesures au fil du temps. Ils constatent d'ailleurs que "les opportunités liées au *market timing* sont en fort déclin depuis la fin des années 80 même si la période de 1987 est exclue ". C'est une autre preuve révélatrice du caractère instantané du ratio d'information qui ne préjuge en rien de l'avenir car les niveaux de rentabilité dépendent de facteurs non perçus par ce ratio.

TABLEAU 2

**Profits tirés d'une stratégie de *market timing*  
de janvier à juin 1997**

	Actifs risqués/ Bons à 3 mois	Actifs risqués/ Indice obligataire
<i>calcul mensuel</i>		
profit annuel en %	48,24	43,23
écart type	9,84	9,56
ratio d'information	4,90	4,52
<i>calcul annuel</i>		
profit annuel en %	15,41	12,59
écart type	10,06	9,61
ratio d'information	1,53	1,31

Note: ces résultats théoriques sont obtenus par une stratégie d'allocation d'actifs qui épouse parfaitement les mouvements du marché

Il nous appartient donc non seulement de mesurer la capacité de *market timing*, mais encore de vérifier la pertinence de ces mesures au moyen de tests appropriés afin non seulement d'enrichir le ratio d'information, mais encore afin de vérifier s'il peut exister un critère prédictif.

### **Conclusion**

Les différentes présentations du ratio d'information permettent de tirer plusieurs enseignements. Tout d'abord, les estimations des performances les plus répandues consacrent la notion de moyenne-variance comme étant le meilleur espace pour mesurer la rentabilité pondérée par le risque. Les limites du ratio d'information tiennent essentiellement :

- dans leur caractère instantané que les compléments d'Aftalion et Poncet ou de Grinold et Kahn ne comblent qu'imparfaitement

- dans la définition des *benchmarks*.
- dans la stabilité des paramètres au fil du temps



## Chapitre 2

# Les mesures de performance classiques

### Introduction

Après avoir abordé dans le chapitre précédent le ratio d'information qui met en valeur la rentabilité et le risque, nous examinons successivement la mesure de Treynor qui fait référence à la théorie du MEDAF et donnons son extension élaborée par Treynor et Mazuy qui donnent la base des réflexions des chercheurs en matière de *market timing*.

Le ratio de Sharpe est détaillé ensuite, il s'éloigne du cadre strict du MEDAF puisqu'il s'agit de mesurer une performance par rapport au risque global du portefeuille géré.

La mesure de Jensen remplace le MEDAF comme cadre théorique.

Fama vient synthétiser les travaux des trois auteurs dont nous comparons les mesures en fin de chapitre.

## **1 La mesure de Treynor**

Treynor (1965), admet la relation du MEDAF

$$E(R_{pt}) = R_{ft} + \beta_p (E(R_{mt}) - R_{ft}) \quad (18)$$

Avec

$E(R_{pt})$  l'espérance de rentabilité du portefeuille géré durant la période

$R_{ft}$  le taux sans risque en t

$\beta_p$  le risque systématique du portefeuille géré

$R_{mt}$  la rentabilité du marché de la période t

Il définit d'abord la droite caractéristique d'un portefeuille en mesurant les rentabilités au regard de celles du marché au moyen d'une régression linéaire. Il observe alors l'espérance de rentabilité du portefeuille existant au-delà de celle du portefeuille de marché.

A l'équilibre, le portefeuille géré a une rentabilité en excès du taux sans risque égale à celle du portefeuille de marché. Cette relation s'écrit ex-post :

$$\frac{R_{pt} - R_{ft}}{\beta_p} = \frac{R_{mt} - R_{ft}}{\beta_m} \quad (19)$$

Avec

$R_{pt}$  la rentabilité du portefeuille géré pendant la période t

$R_{mt}$  la rentabilité du portefeuille de marché

$R_{ft}$  le taux sans risque en t

$\beta_p$  le risque systématique du portefeuille géré

$\beta_m$  le risque systématique du portefeuille de marché

L'auteur estime qu'un portefeuille bien géré dégage une rentabilité meilleure que celle du portefeuille de marché, le ratio est alors supérieur à l'égalité :

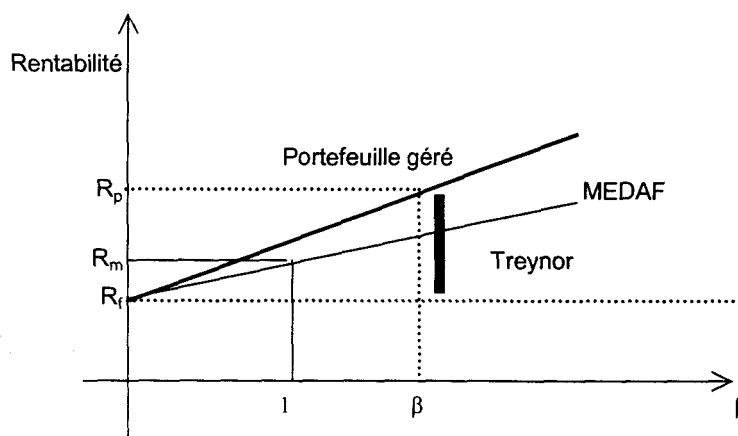
$$T = \frac{R_{pt} - R_{ft}}{\beta_p} \tag{20}$$

Ce ratio est une mesure de la prime de risque sur le risque systématique du portefeuille<sup>1</sup>.

Le schéma 2 ci-dessous illustre le ratio de Treynor

SCHEMA 2

Le ratio de Treynor dans le plan rentabilité, risque systématique



Note: La mesure de Treynor est symbolisée par le trait vertical gras. Elle observe la rentabilité du portefeuille géré au-delà du taux sans risque. Si le portefeuille géré duplique le marché, la pente du portefeuille géré suit le MEDAF, le risque systématique est alors égal à 1.

Sur le schéma 2, nous observons que le ratio de Treynor est une mesure de la pente du portefeuille géré au-delà du taux sans risque. Comme le risque systématique du portefeuille de marché est égal à 1, tout ratio supérieur entraîne une performance meilleure que celle du marché. Ainsi, plus le ratio est grand, plus la rentabilité est élevée. Une autre façon de

<sup>1</sup> Les anglo saxons parlent de *Reward to Volatility Ratio* qui peut se traduire comme le ratio rentabilité/volatilité

présenter la signification du ratio consiste à le présenter comme le supplément de rentabilité par unité de risque systématique.

Cette première mesure permet de s'assurer que les caractéristiques d'un portefeuille vont apporter à l'investisseur une rentabilité supérieure à celle du portefeuille de marché, donc du taux sans risque en prenant garde au fait que la comparaison se limite à la période d'observation et en supposant que le risque systématique va rester constant. Les risques d'erreur de spécification des paramètres peuvent être nombreux.

Sous ces réserves, un classement des portefeuilles gérés est possible de manière instantanée. Il est révélateur de la plus ou moins grande capacité des gérants à anticiper les mouvements de hausse et de baisse du marché.

Nous notons que Treynor propose une autre formule qui tient compte des caractéristiques propres au portefeuille géré. En effet, lorsqu'il trace la droite caractéristique, il est possible de constater que l'ordonnée à l'origine est inférieure au taux sans risque. Cette relation s'écrit comme suit :

$$T = \bar{R}_{mt} - \frac{R_{pt} - R_{ft}}{\beta_p} \quad (21)$$

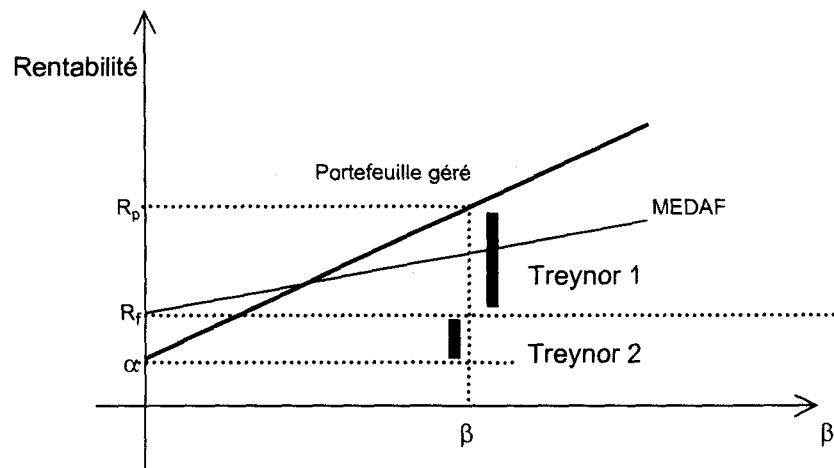
Le schéma 3 illustre le deuxième ratio de Treynor ; il suggère une autre écriture de l'équation 21 :

$$T = \frac{R_f - \alpha_p}{\beta_p} \quad (22)$$

Ce ratio est abandonné dans la littérature en raison de sa portée limitée : il n'indique en effet que le taux de rendement du marché que le gestionnaire peut obtenir avec l'utilisation du taux sans risque. C'est, pour visualiser, la course de l'alpha vers le point d'origine du taux sans risque situé au-dessus. Il s'agit donc d'obtenir dans ce cas le ratio le plus faible possible.

## SCHEMA 3

## Le deuxième ratio de Treynor dans le plan rentabilité, risque systématique



Note: La mesure de Treynor 1 (cf schéma 2) observe la rentabilité du portefeuille géré au-delà du taux sans risque. Le deuxième ratio de Treynor est égal à la différence entre l'ordonnée à l'origine de la pente et le taux sans risque.

Ce ratio présente néanmoins l'intérêt de constater que les théoriciens envisagent des constats résultant de choix non rationnels de la part des gérants dont la limite basse de rentabilité doit en principe se limiter au taux sans risque.

Au total le premier ratio de Treynor utilisé dans la littérature est une fonction croissante de la performance du gérant à l'inverse du second. C'est sans doute cette opposition dans l'interprétation qui condamne la diffusion de ce second ratio.

## 2 La mesure de Treynor et Mazuy

Treynor et Mazuy (1966) poursuivent le raisonnement en supposant qu'un portefeuille géré activement doit voir augmenter le risque systématique au fur et à mesure que croît l'espérance de rentabilité. Ils

estiment que la fonction de rentabilité est quadratique, croissante et convexe:

$$R_{pt} = \alpha_{pt} + \beta_{1pt}R_{mt} + \beta_{2pt}(R_{mt})^2 + \varepsilon_{pt} \quad (23)$$

Avec

$R_{pt}$  la rentabilité du portefeuille durant la période t

$R_{mt}$  la rentabilité du marché durant la période t

$\alpha_{pt}$  la constante caractérisant le portefeuille

$\beta_{1pt}$  le risque systématique

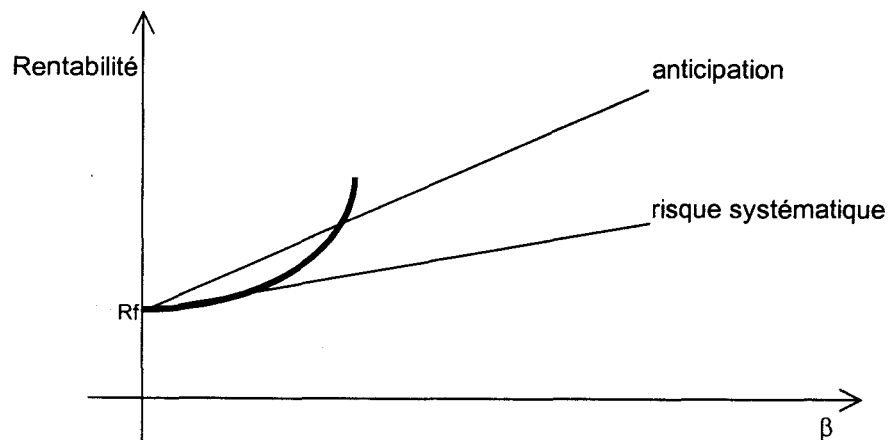
$\beta_{2pt}$  la capacité d'anticipation des mouvements du marché

$\varepsilon_{pt}$  le terme d'erreur.

La représentation graphique devient alors celle du trait gras sur le schéma 4 :

SCHEMA 4

**Le ratio de Treynor et Mazuy**



Note: Le ratio de Treynor et Mazuy en caractère gras suit l'anticipation du mouvement du marché à laquelle correspond une augmentation de la prise de risque

Le principe de cette mesure est souvent repris dans la littérature tant il paraît apporter une meilleure représentation de la dynamique de gestion et de la prise de risque.

Les résultats observés par les auteurs ne sont pourtant pas probants puisque sur 57 fonds mutuels observés durant la période 1953-1962, un seul dégage une valeur statistiquement significative.

Cela étant, l'allure de la fonction quadratique n'est pas sans rappeler celle de la fonction d'utilité, et comme les marchés n'éprouvent pas de manière endogène d'aversion au risque, la mesure de la richesse n'est pas limitée par un concept qui reste individuel.

Treynor et Mazuy apportent une première vision complète de la mesure du risque puisque leur formulation inclut l'ordonnée à l'origine de la pente, mesure du risque spécifique du portefeuille.

La littérature classe cependant cette mesure dans la catégorie du *market timing* dans la mesure où l'apport des auteurs se situe davantage dans le cadre du risque systématique et traduit donc les fluctuations du marché. Elle sert en outre de base à d'autres réflexions sur le même sujet que nous aborderons plus loin avec la mesure de Battacharya et Pfleiderer par exemple.

### **3 Le ratio de Sharpe**

Le présentateur de la théorie du MEDAF définit son ratio de rentabilité/risque<sup>2</sup> comme le rendement moyen en excès du taux sans risque du portefeuille géré divisé par l'écart type du portefeuille, synonyme de la variabilité.

La différence par rapport au premier ratio de Treynor *cf. supra* se situe au niveau du dénominateur puisque l'auteur substitue au risque systématique du portefeuille l'écart type des rentabilités constatées durant la période d'observation.

---

<sup>2</sup> Les anglo saxons disent *Reward to Variability Ratio*

Nous présentons le raisonnement ex ante :

$$E(R_{pt}) = R_{ft} + \frac{\sigma_p (E(R_{mt}) - R_{ft})}{\sigma_m} \quad (24)$$

Avec

$E(R_{pt})$  la rentabilité espérée du portefeuille pendant la période t

$E(R_{mt})$  la rentabilité espérée du portefeuille de marché en t

$R_{ft}$  le taux sans risque en t

$\sigma_p$  le risque total du portefeuille géré

$\sigma_m$  le risque total du portefeuille de marché

Comme cela a déjà été noté à propos de la mesure de Treynor, à l'équilibre, la rentabilité en excès du taux sans risque se traduit par une égalité entre le portefeuille géré et celui du marché :

$$\frac{R_{pt} - R_{ft}}{\sigma_p} = \frac{R_{mt} - R_{ft}}{\sigma_m} \quad (25)$$

Avec

$R_{pt}$  la rentabilité du portefeuille géré pendant la période t

$R_{mt}$  la rentabilité du portefeuille de marché

$R_{ft}$  le taux sans risque en t

$\sigma_p$  le risque total du portefeuille géré

$\sigma_m$  le risque total du portefeuille de marché

De ce point de vue, la mesure de Sharpe apparaît comme celle de la régularité du portefeuille géré par rapport au marché.

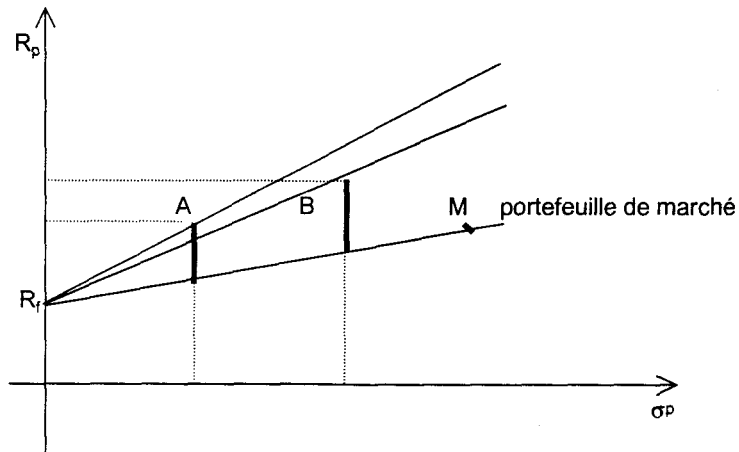
Le ratio de Sharpe s'écrit :

$$S = \frac{R_{pt} - R_{ft}}{\sigma_p} \quad (26)$$



SCHEMA 5

## Le ratio de Sharpe



Note: Le portefeuille A dégage une rentabilité inférieure à B. La prise de risque de A est toutefois très inférieure à celle de B. Le ratio de Sharpe de A est supérieur à celui de B

Sur le schéma 5, le portefeuille de marché est représenté de même que les portefeuilles A et B qui se situent sur des droites plus pentues que celle de la référence. Or, le niveau de risque est équivalent à un portefeuille qui se situerait sur la droite de marché. L'interprétation est la suivante : pour un niveau de risque équivalent à sa projection sur la droite du portefeuille de marché, le gérant du portefeuille A a sélectionné des titres qui apportent une meilleure rentabilité. Son classement est donc supérieur au *benchmark*. Le gérant du portefeuille B a fait de même, et, en termes de rentabilité, dégage une performance supérieure au portefeuille de marché et A mais au prix d'un risque plus élevé. Si un classement des portefeuilles se limite à la rentabilité sans prise en compte du risque, B l'emporte, c'est souvent le raccourci emprunté par les publicités qui vantent telle ou telle gestion. La prise en compte du risque via l'écart type des rentabilités couronne A. C'est là l'utilité de la mesure de Sharpe.

Cette mesure permet de classer des gérants suivant leurs performances. Sharpe (1998) donne lui-même l'interprétation de son ratio avec les limites d'utilisation. L'investisseur qui a la possibilité de prêter ou d'emprunter à un taux fixé mais qui projette de ne détenir qu'un seul portefeuille risqué choisira celui qui a le ratio le plus élevé. En effet, la stratégie utilisée par le gérant de ce portefeuille correspond à la meilleure rentabilité possible compte tenu du niveau de risque accepté.

Cependant, comme les autres mesures, la sélection du portefeuille avec des données *ex post* n'est acceptable qu'en admettant le postulat des statisticiens que "toutes choses sont égales par ailleurs" ; la distribution des données historiques est à cette condition un bon outil de prévision.

Il est admis par les investisseurs que l'utilisation de ce ratio est plus facile d'accès que les mesures de performances basées sur la fonction d'utilité, car, indépendant de la notion d'aversion au risque, son utilisation est plus universelle.

Dernier avantage et non des moindres, ce ratio n'étant pas conditionné par une variable, il échappe à la critique de Roll. Plus précisément, le ratio est véritablement fiable pour le cas de détention d'un seul actif risqué couplé à un prêt ou un emprunt au taux sans risque. Il reste potentiellement impropre pour le cas plus courant de détention de plusieurs actifs risqués.

Sortino et Van der Meer (1991) envisagent la possibilité d'une rentabilité négative et proposent de remplacer le dénominateur avec la semi-variance la plus basse en lieu et place de la variance. Selon ces auteurs, cette mesure traduit bien le risque de mauvaise performance durant un laps de temps assez court. Mais cette modification ne rencontre pas l'audience escomptée car elle ne résout pas davantage les problèmes de distribution des rentabilités lorsqu'ils sont posés ; ainsi, une mauvaise spécification des données peut également aboutir à des mesures suspectes.

Sharpe (1994), après avoir rappelé que : "*Qu'il soit mesuré ex ante ou ex post, il est essentiel que le ratio de Sharpe soit calculé en utilisant la*

*moyenne et l'écart type de la différence de rentabilité, faute de quoi il perd sa raison d'être<sup>3</sup> ", l'auteur indique l'utilité de son ratio " : les niveaux de risque des stratégies devraient être proportionnels à leur ratio de Sharpe. Les stratégies avec un ratio de 0 devraient être ignorées, celles qui ont un ratio positif devraient être longues (achat de valeurs détenues sur une période de temps donné) celles qui ont un ratio négatif, courtes (vente à découvert de valeurs...). La proportion entre les stratégies dépend du niveau comparé des ratios. L'échelle globale de toutes les positions devrait être proportionnelle à la tolérance pour le risque de l'investisseur".*

#### **4 L'alpha de Jensen**

Tout comme Treynor, Jensen (1968) s'appuie sur le MEDAF pour essayer de détecter les anomalies par rapport à la droite caractéristique. En effet, il ne saurait en principe y avoir de rentabilité en excès qui ne soit expliquée par le risque systématique du marché. Nous rappelons l'expression d'égalité entre le surplus de rentabilité par rapport au taux sans risque et le risque de marché à l'équilibre :

$$R_{pt} - R_{ft} = \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) \quad (27)$$

Avec

$R_{pt}$  la rentabilité du portefeuille durant la période t

$R_{mt}$  la rentabilité du marché durant la période t

$R_{ft}$  La rentabilité sans risque durant la période t

$\beta_p$  le risque systématique

*Ex ante* Jensen définit la représentation d'une anomalie de diversification du portefeuille à l'instant t non rémunérée par le marché au moyen de l'alpha :

---

<sup>3</sup> en français dans le texte

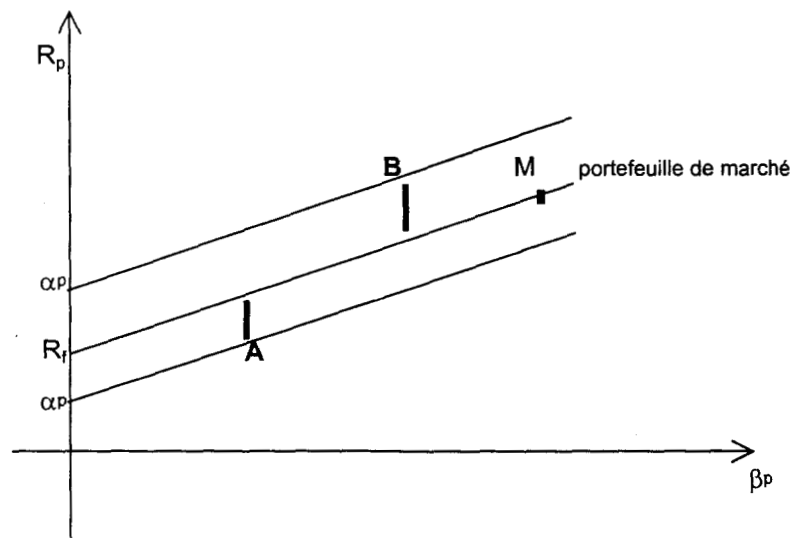
$$\alpha_{pt} = [E(R_{pt}) - R_f] - \beta_p [E(R_{mt}) - R_f] \quad (28)$$

Il s'agit de mesurer une anomalie par rapport à un équilibre temporel. Le bêta n'est donc pas indicé par la notion de temps. De même, il convient de souligner que comme cet alpha représente une anomalie de rémunération, le fait de comparer des portefeuilles présentant des alphas différents revient à observer des niveaux de risque spécifique différents, donc des compositions différentes.

Ainsi, utiliser l'alpha de Jensen comme moyen de classement de portefeuilles entre eux est inadapté.

SCHEMA 6

## L'alpha de Jensen



Note: Les portefeuilles A et B ont la même pente que le portefeuille de marché. Cela étant, le choix des titres composant A ne permet pas d'obtenir une rentabilité égale ou supérieure au taux sans risque. L'alpha de Jensen de A est donc négatif. Au contraire, B a un alpha de Jensen positif.

Le schéma 6 illustre le fait que le portefeuille A exhibe un alpha de Jensen négatif alors que la pente de la droite illustrant le risque systématique est équivalente à celle du portefeuille équilibré. Le

portefeuille B montre un alpha positif. Ce graphique illustre également le fait que l'alpha de Jensen est équivalent à zéro lorsque l'équilibre est parfait.

## **5 La décomposition de Fama**

Fama (1972), réalise une première synthèse des connaissances acquises jusque là.

Il propose une décomposition du risque spécifique en deux parties : la sélectivité nette et l'effet de diversification. Le raisonnement consiste à comparer les rentabilités atteintes pour le niveau de risque systématique et celui qui aurait été atteint en cas de parfaite corrélation entre le fonds et le marché pour ce niveau de risque. Cette méthode permet de constater les qualités de choix des valeurs composant le portefeuille. Pour étayer ce raisonnement, l'auteur s'appuie sur une explication de l'écart entre le rendement du portefeuille et le taux sans risque à partir d'une modification du bêta. Le bêta modifié s'écrit s'écrit :

$$\beta_p^* = \frac{\sigma(R_p)}{\sigma(R_m)} \quad (29)$$

Cette modification exprime l'apport du portefeuille au risque total du portefeuille de marché. Nous apportons ci-dessous l'intégralité de la démarche suivie.

Pour mesurer la capacité de *market timing*, l'auteur compare les prévisions *ex ante*, niveau d'entrée dans le marché décidé par l'investisseur, avec les résultats constatés réellement *ex post*. La différence éventuelle est attribuée au talent du gérant. L'équation de la *Security Market Line* est alors :

$$E(R_p) = R_f + \frac{E(R_m) - R_f}{\sigma(R_m)} \beta_p \quad (30)$$

dans sa version *ex ante* et

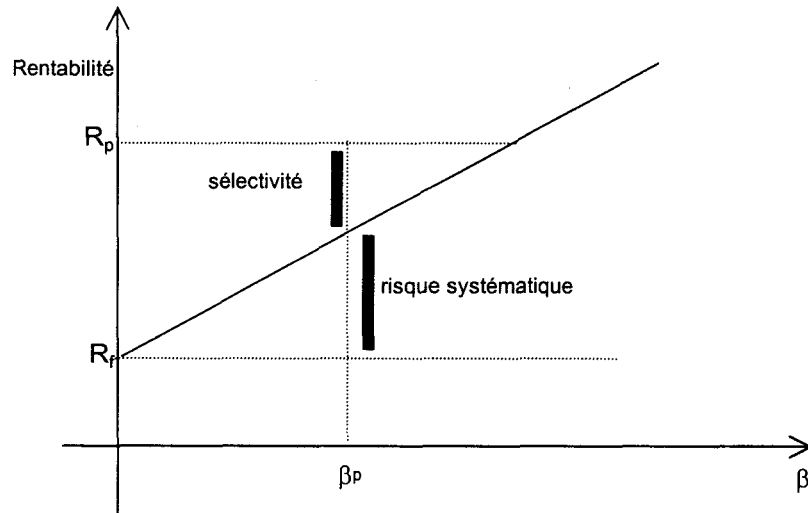
$$R_p = R_f + \frac{R_m - R_f}{\sigma(R_m)} \beta_p \quad (31)$$

dans la version *ex post*. Nous apportons en 5-2 le développement de cette différence.

Le schéma 7 illustre l'approche générique de la distinction entre risque spécifique et risque systématique.

SCHEMA 7

### La décomposition de Fama



Note: La décomposition de Fama souligne la rentabilité en excès du risque systématique: la sélectivité

Sur le schéma 7, nous retrouvons la mesure de Jensen du risque spécifique présentée sous une forme différente. Ceci nous amène à la décomposition du risque spécifique.

#### 5-1 La décomposition du risque spécifique

Tout comme les auteurs cités jusqu'à présent, Fama s'appuie sur la relation du MEDAF et définit la sélectivité comme la distance dans le plan moyenne-variance (que l'on peut aussi nommer rendement-risque) entre le point représentant la rentabilité du portefeuille évalué et le point

correspondant sur la droite de marché. Il estime que le gérant qui souhaite faire preuve d'habileté en matière de sélectivité ne va pas corrélérer parfaitement son portefeuille avec le portefeuille efficient de telle sorte que cette distance augmente (correspondant à une augmentation du risque) et améliore la rentabilité.

La formulation fait suite à l'équation 27 :

$$\Delta R_{pt} = R_{pt} - \mathfrak{R}(\beta_p) \quad (32)$$

Avec

$\Delta R_{pt}$  comme la différence de rentabilité du portefeuille à l'instant t  
et

$$\mathfrak{R}(\beta_p) = R_f + \beta_p (R_{mt} - R_f) \quad (33)$$

Avec

$R_{mt}$  la rentabilité du marché durant la période t

$R_f$  La rentabilité sans risque

$\beta_p$  le risque systématique

$\mathfrak{R}(\beta_p)$  La rentabilité pour le niveau de risque systématique

Analyser le risque spécifique du portefeuille suppose que le risque systématique du portefeuille soit considéré comme acceptable par l'investisseur et le gérant. Dans ce cas, il est possible de calculer le risque spécifique optimal pour ce niveau de risque systématique en procédant comme suit : il convient tout d'abord de reprendre la définition du risque spécifique que nous avons vue dans la première partie.

$$RS_{pt} = \frac{\sigma(R_{pt})}{\sigma(R_{mt})} \times (1 - \rho_{pm}) \quad (34)$$

Avec

$RS_{pt}$  le risque spécifique du portefeuille au moment t

$\sigma(R_{pt})$  L'écart type de la rentabilité du portefeuille au moment t

$\sigma(R_{mt})$  L'écart type de la rentabilité du *benchmark* au moment t

$\rho_{pm}$  Le coefficient de corrélation entre la rentabilité du portefeuille et celle du *benchmark*

Sur cette base, en recomposant l'équation 34 avec 33, nous pouvons écrire la rentabilité née du risque spécifique :

$$\mathfrak{R}(RS_{pt}) = \mathfrak{R}\left(\frac{\sigma(R_{pt})}{\sigma(R_{mt})}\right) - \mathfrak{R}(\beta_p) \quad (35)$$

Les notations sont identiques à celles de 34 et 33

Dans ce cas, compte tenu du fait que le coefficient de corrélation est égal au maximum à 1, il est aisé de montrer que  $\beta_p \leq \sigma_p$ . Grandin<sup>4</sup> rappelle que " lorsque l'on a une inégalité stricte, cela signifie en termes clairs que le gérant du portefeuille renonce à une diversification parfaite de celui-ci et que son risque global est supérieur à son risque systématique ".

En reprenant les équations 35 et 29, le risque spécifique maximal d'un portefeuille parfaitement diversifié aurait la valeur suivante :

$$\mathfrak{R}(\beta_{pt}^*) = \mathfrak{R}\left(\frac{\sigma(R_{pt})}{\sigma(R_{mt})}\right) \quad (36)$$

La notion de "sélectivité nette"  $S$  de Fama correspond ainsi à la rentabilité en excès d'un portefeuille parfaitement diversifié (le portefeuille de marché) au regard du portefeuille observé dont le niveau de risque systématique est figé. Nous pouvons écrire :

$$S = \mathfrak{R}(\beta_{pt}^*) - \mathfrak{R}(\beta_p) \quad (37)$$

---

<sup>4</sup> Grandin (1998) page 35



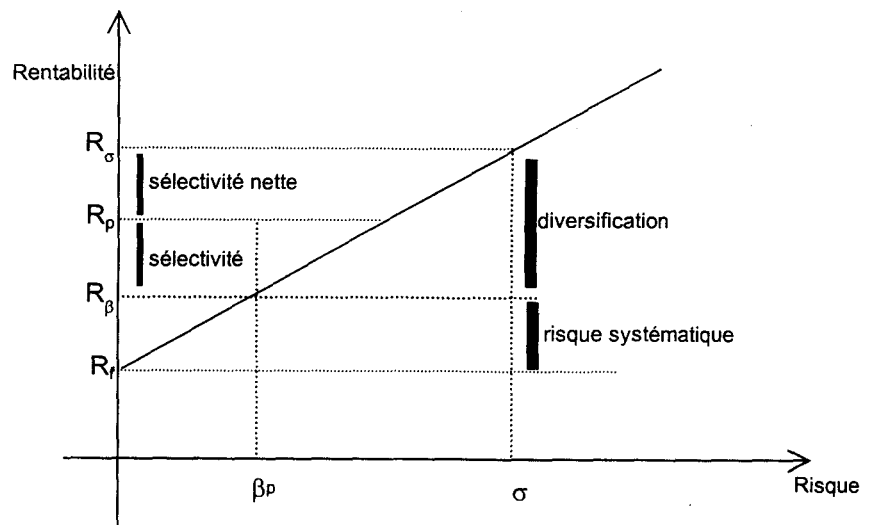
ou, en reprenant les notations en 34 et 33

$$S = \Delta R_{pt} - [\mathcal{R}(\beta_p^* - \beta_p) - R_f] \quad (38)$$

L'illustration ci-dessous détaille le schéma 7

SCHEMA 8

**La sélectivité nette de Fama**

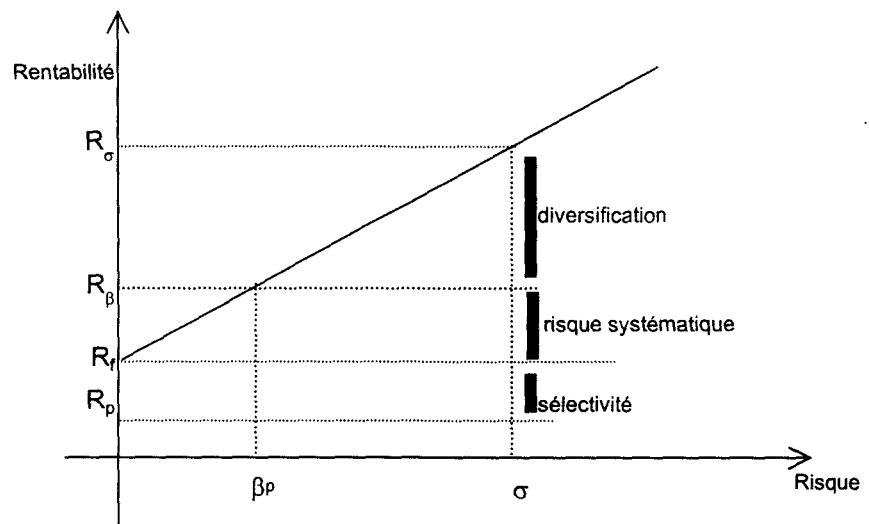


Note: la diversification est la somme de la sélectivité voulue par le gérant et de la sélectivité nette, supplément de rentabilité qui aurait été obtenue en optimisant au maximum la sélectivité

Le schéma 8 montre un portefeuille dans un marché haussier dont la rentabilité  $R_p$  est supérieure au taux sans risque  $R_f$  et au taux de rentabilité attendu pour le niveau de risque systématique. Les choix exercés par le gérant en matière de composition des lignes du portefeuille s'avèrent être bons puisqu'ils dépassent la rentabilité attendue pour ce niveau de risque  $R_\beta$  sans atteindre toutefois la valeur optimale du portefeuille efficient  $R_\sigma$ . La sélectivité nette est donc négative et vient se retrancher de l'effet de diversification optimale.

## SCHEMA 9

**La sélectivité nette de Fama lorsque la rentabilité du portefeuille est inférieure au taux sans risque**



Note: La sélectivité nette est la somme de la sélectivité et de la diversification. Le gérant a exercé des choix médiocres: la rentabilité est inférieure au taux sans risque dans un marché haussier. Il ne profite pas du supplément de rentabilité obtainable en optimisant au maximum la sélectivité

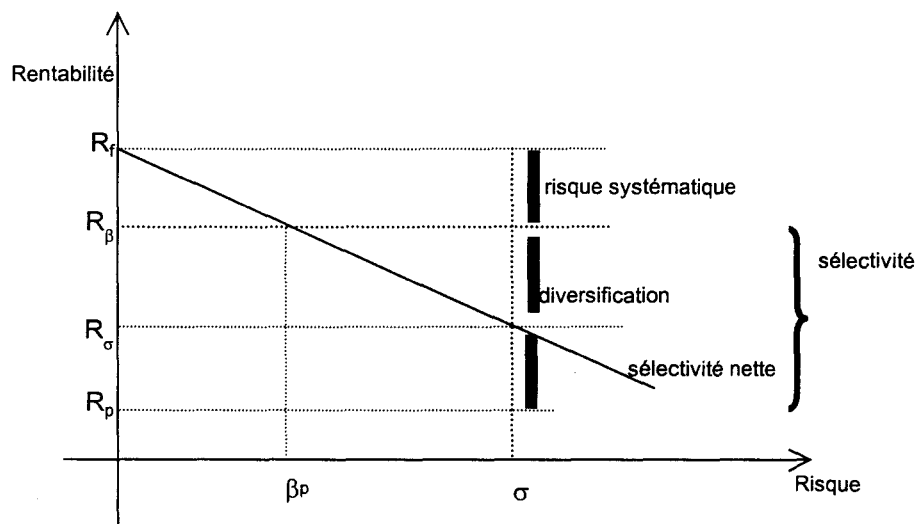
Sur le schéma 9, les choix de valeurs du gérant de portefeuille sont médiocres : la sélectivité nette est très négative, il s'agit de l'addition de l'effet de diversification et de la sélectivité constatée. Non seulement la rentabilité n'est pas au rendez-vous, mais encore, les risques pris par le gestionnaire vont à l'encontre du sens du marché. Au total, la rémunération est inférieure au taux sans risque et paraît incongrue dans un univers rationnel. Une bonne diversification aurait permis de limiter les dégâts.

Faut-il pour autant penser que l'effet de diversification aura toujours une valeur positive ? Ce n'est pas le cas. En effet, nous avons vu que  $\beta^*_p$  exprime l'apport du portefeuille au risque total du marché. Il suffit alors que le marché dégage une rentabilité négative alors que le portefeuille observé offre dans le même temps une rentabilité supérieure au taux sans risque. Dans ce cas, l'effet de diversification devient négatif. Les Anglo-saxons parlent alors de perversité dans la mesure où il s'agit d'un choix de gestion irrationnel.

Prenons d'abord l'exemple d'un marché qui évolue de manière négative avec un portefeuille géré dont la rentabilité l'est davantage encore.

SCHEMA 10

**La sélectivité nette de Fama lorsque la rentabilité du portefeuille est inférieure au taux sans risque et le marché baissier**



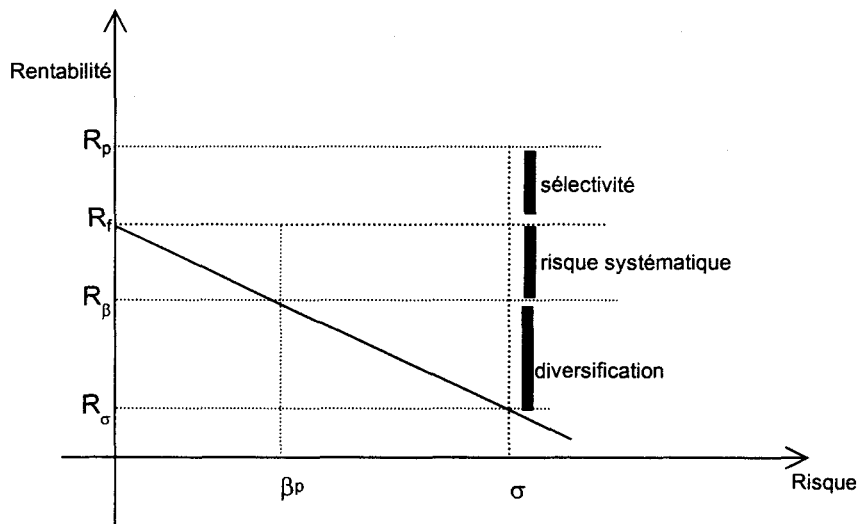
Note: Dans un marché baissier, la sélectivité nette, résultat de la sélectivité moins la diversification, souligne les choix médiocres du gérant qui ne profite pas du supplément de rentabilité obtainable en optimisant au maximum la diversification. La diversification a une valeur négative

Sur le schéma 10, nous nous écartons du MEDAF. La théorie veut en effet que le comportement rationnel de l'agent le conduise à arbitrer le portefeuille de valeurs risquées contre une rémunération sans risque. Ce schéma, plus encore que la représentation en 9 où le lecteur peut penser qu'il s'agit d'une situation transitoire qui sera rapidement rectifiée est iconoclaste mais correspond à une réalité que certains gérants vivent. Remarquons enfin qu'il s'agit de l'inverse du schéma 8, la sélectivité globale est l'addition de la sélectivité nette et de l'effet de diversification. L'interprétation suit le sens négatif du marché : au lieu de s'être privé d'un effet de diversification qui lui aurait permis de limiter la perte par rapport au marché si celui-ci était haussier, le gestionnaire a voulu profiter de l'effet de diversification au maximum, mais, exerçant de mauvais choix et le marché dans son ensemble ayant décalé à la baisse,

la sélectivité nette aggrave le résultat négatif de la diversification optimale.

SCHEMA 11

**La sélectivité nette de Fama lorsque la rentabilité du portefeuille est supérieure au taux sans risque et le marché baissier**



Note: Dans un marché baissier, la sélectivité nette, somme de la sélectivité et de la diversification, souligne les choix excellents du gérant qui évite la perte obtainable s'il pratique une diversification maximale

Le schéma 11, l'inverse de 9, montre également l'effet pervers de la diversification dans un marché baissier, effet que nous retrouverons plus loin dans les résultats empiriques et qui est envisagée par Cobbaut (1994) et Dumas et Allaz (1995). En la matière, le gérant a su choisir les quelques valeurs qui se distinguent dans la tourmente en évitant les chausse-trappes d'une diversification théorique trop canonique et dont la valeur est négative. Mais, en théorie, ce cas ne devrait pas exister puisque, une nouvelle fois, le gérant rationnel ne doit pas prendre de risques dans un marché baissier et se réfugier dans le havre du taux sans risque.

## 5-2 La décomposition du risque systématique

Fama essaie de séparer la part du risque systématique qui dépend du client et celle dont la rémunération est le fait du professionnel qui agit dans le cadre de l'objectif fixé en essayant de l'améliorer. Ce faisant, l'auteur personnalise implicitement chaque *benchmark* suivant le profil du client. Il est certain par exemple que l'investisseur en fin de vie qui utilise le patrimoine accumulé au cours de sa vie professionnelle n'a pas les mêmes besoins que l'investisseur trentenaire qui commence à créer son portefeuille. Une gestion, et, partant, une mesure empirique des OPCVM ne peut aller en deçà d'un niveau de généralisation ; c'est pourquoi, faute de pouvoir connaître et créer une référence par individu, il est d'usage de comparer le niveau de rentabilité espérée pour le niveau de risque, c'est une mesure *ex ante* alors que le niveau constaté *ex post* est rarement le même.

Soit  $\beta''$  le niveau de risque souhaité par le client, la rémunération systématique du portefeuille p peut être décomposée :

$$\mathfrak{R}(\beta_p) - R_f = [\mathfrak{R}(\beta_p) - \mathfrak{R}(\beta'')] - [\mathfrak{R}(\beta'') - R_f] \quad (39)$$

Avec

$\mathfrak{R}(\beta_p)$  La part de rentabilité due au risque systématique

$R_f$  Le taux sans risque

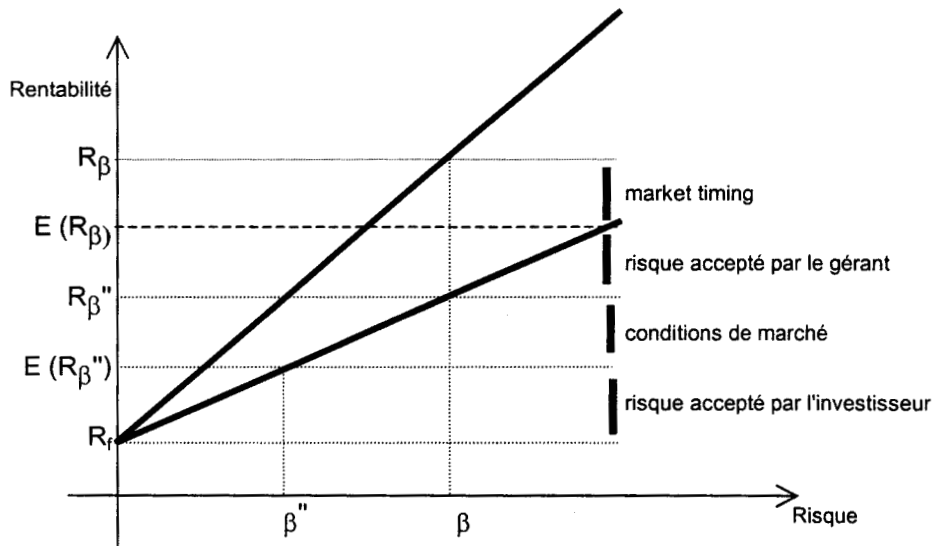
$\mathfrak{R}(\beta'')$  La part de rentabilité due au risque souhaité par le client

Le deuxième terme du membre de droite de l'équation 40 fait apparaître le choix du client alors que le premier traduit l'habileté du gérant professionnel à anticiper les mouvements du marché ; nous retrouvons la notion de *market timing*.

Le schéma 12 illustre le *timing de prise de risque* de l'investisseur et du gérant.

SCHEMA 12

Déterminants de la rentabilité



Note: Les différents niveaux de rentabilité s'accumulent: l'investisseur choisit le moment d'entrer sur le marché et profite des conditions du marché (différence entre l'espérance et le résultat constaté)  
Le gérant professionnel accepte un niveau de risque et la prise de risque est récompensée par le sens du market timing

5-3 La récapitulation du risque selon Fama



L'excès de rendement sur le taux sans risque correspond:

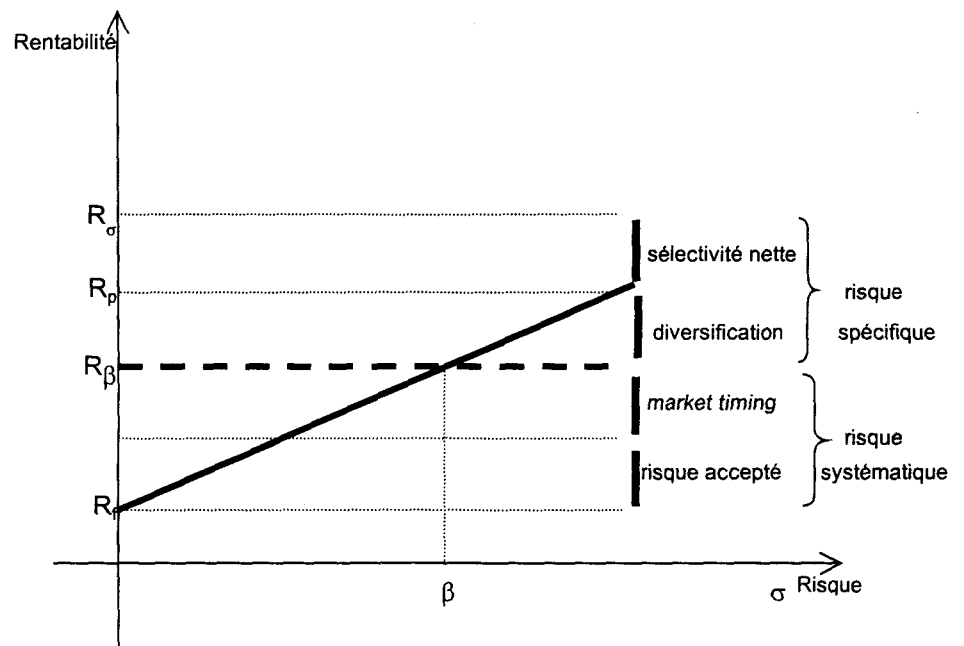
- aux deux termes du risque spécifique : la sélectivité nette, la sélectivité due à l'effet de diversification,
- au risque systématique objectivé par le client et, enfin, la capacité de *market timing* du gérant.

$$R_{pt} - R_f = \left( R_{pt} - \mathfrak{R}(\beta_p) \right) - \left( \mathfrak{R}(\beta_p^*) - \mathfrak{R}(\beta_p) \right) + \left( \mathfrak{R}(\beta_p) - \mathfrak{R}(\beta'') \right) - \left( \mathfrak{R}(\beta'') - R_f \right) \quad (40)$$

L'illustration en est donnée sur le schéma 13

## SCHEMA 13

## Recapitulation de la mesure de Fama



Note: Synthèse des schémas 7,8 et 12, présentation des strates de rémunération du risque depuis le taux sans risque jusqu'à la diversification maximale

## 6 La mesure de Cornell

Cornell (1979) essaie de déterminer les rentabilités supposées normales des titres agrégés dans un portefeuille, il s'ensuit une rentabilité espérée comparée à la rentabilité réelle. La modification de la composition du portefeuille est réalisée par le gérant dès que celui-ci perçoit une anomalie de rentabilité espérant implicitement qu'il y aura retour à la moyenne si la différence anormale est négative ou que l'anomalie positive se poursuivra.

Le principe de mesure est simple, il suffit d'observer la rentabilité d'un titre quand il fait partie du portefeuille géré et quand il n'en fait pas partie ; cela permet de reconnaître le gérant capable d'acheter et de vendre au bon moment. Mais l'évaluation de performance se trouve compliquée par le fait qu'il faut connaître avec précision les changements

intervenues en termes de date et de volume de telle sorte que la portée des choix puisse être appréciée à sa juste valeur.

Cette mesure est, dans l'état actuel des communications financières des OPCVM tant en France qu'à l'étranger, impossible à réaliser. Si elle est réalisée *ex post* comme le suggèrent Grinblatt et Titman car les choix s'exercent à partir des rentabilités passées, elle est sujette au biais du survivant.

Elle n'en demeure pas moins intéressante car elle assure conceptuellement une transition entre les mesures classiques basées sur des fondements théoriques et les autres mesures qui sont purement empiriques.

Grinblatt et Titman (1993) reprennent la démarche de Cornell. Ils estiment qu'un investisseur non informé ne peut déterminer la rentabilité future d'un portefeuille alors que l'investisseur informé sait si certains actifs sont sous ou surévalués. Il peut donc tirer profit de cette connaissance en arbitrant ses positions.

Dans ce cas, la somme des covariances entre les rentabilités actuelles et futures des titres, objets de la connaissance particulière, sera positive (sauf en cas de changement de ratio d'aversion pour le risque). L'interprétation de cette covariance peut être réalisée comme une étude d'événement qui nécessite la connaissance de la rentabilité anticipée ou comme une estimation de la pondération attendue des actifs.

L'étude d'événement s'écrit :

$$ESM = \frac{\sum \sum [w_{jt} (R_{jt} - R_{jt+k})]}{T} \quad (41)$$

Avec

ESM l'Event Study Measure

$w_{jt}$  le poids de l'actif j durant la période t ou t + k

$R_{jt}$  la rentabilité de l'actif j durant la période t ou t + k



La mesure du changement de pondération du portefeuille :

$$PCM = \frac{\sum [R_{jt} (w_{jt} - w_{jt-k})]}{T} \quad (42)$$

Avec

PCM la Portfolio Change Measure.

Les deux mesures convergent vers zéro pour les échantillons de grande taille s'il n'existe pas d'information privilégiée. La problématique de l'étude d'événement est qu'elle nécessite la connaissance des rentabilités futures et qu'il existe un biais du survivant potentiel si une valeur disparaît soit en raison d'une faillite soit en raison d'une absorption. Le portefeuille mesuré, pour être analysé valablement avec la deuxième formule, doit être assez grand et ne pas avoir été l'objet d'une prise de risque supérieure à la moyenne entraînant des valeurs positives significatives des coefficients alphas et bêtas.

L'attention est attirée sur le fait qu'il ne s'agit pas ici de mesurer des rentabilités anormales mais de prendre une position à l'achat sur les titres qui sont sous-évalués et de vendre à découvert les titres qui, au contraire sont, selon les informations privilégiées du gérant, surévalués. C'est pourquoi l'utilisation pratique de cette méthode, bien que séduisante car elle ne nécessite pas de justification d'un *benchmark*, se trouve ainsi difficile à mettre en œuvre concrètement.

## **7 Comparaison des mesures classiques**

Les mesures que nous venons de passer sous revue font référence à la *security market line* qui consacre le cadre général de la moyenne variance comme méthode d'évaluation de la rentabilité et du risque.

C'est pourquoi, au-delà de leurs points de ressemblance et de divergence, nous essayons ci-dessous de souligner leur complémentarité.

## 7-1 les ratios de Treynor et de Sharpe

Nous avons constaté qu'à l'équilibre, le ratio de Treynor du portefeuille activement géré est égal à celui du marché considéré comme le portefeuille correctement diversifié :

$$\frac{R_{pt} - R_{ft}}{\beta_p} = \frac{R_{mt} - R_{ft}}{\beta_m} \quad \text{cf supra}$$

De même le ratio de Sharpe :

$$\frac{R_{pt} - R_{ft}}{\sigma_p} = \frac{R_{mt} - R_{ft}}{\sigma_m} \quad \text{cf supra}$$

A l'équilibre, les deux ratios ont le même numérateur, la différence au dénominateur étant limitée à la différence existant entre le bêta et l'écart type des rentabilités. L'écriture détaillée du coefficient bêta permet de compléter la relation étroite entre les deux indices :

$$\beta_p = \frac{\rho_{p,m} \sigma(R_p)}{\sigma(R_m)} \quad (43)$$

si l'écart type du portefeuille suit strictement (à l'équilibre) celui du marché, le ratio de Treynor devient :

$$T = \frac{\sigma(R_m)}{\rho_{p,m}} \left( \frac{R_p - R_f}{\sigma(R_p)} \right) \quad (44)$$

Comme le coefficient de corrélation est égal à 1, le ratio de Treynor est égal à celui de Sharpe auquel s'ajoute une variable. Dans la pratique, l'équilibre n'existe jamais, le risque systématique n'est pas égal au risque total, la différence entre les deux, le risque spécifique, est mesuré par l'alpha de Jensen qui est donc aussi en relation étroite avec les mesures de Treynor et de Sharpe.

## 7-2 Les ratios de Treynor et de Jensen

Le ratio de Jensen *ex ante* :

$$\alpha_{pt} = [E(R_{pt}) - R_f] - \beta_p [E(R_{mt}) - R_f] \quad \text{cf supra}$$

et celui de Treynor *ex post*:

$$T = \frac{R_p - R_f}{\beta_p} \quad \text{cf supra}$$

ont en commun leur prise en compte du risque systématique comme référence. La mesure de Treynor peut donc s'écrire en intégrant la mesure de Jensen :

$$T = \frac{J_p}{\beta_p} + (R_m - R_f) \quad (45)$$

Avec

$J_p$  La mesure de Jensen du portefeuille géré activement.

Cette présentation confirme les réserves que nous émettons plus haut lors de l'énoncé du ratio de Treynor : un classement des gestions sur ce critère n'a de sens que dans la mesure où les bêtas sont stationnaires.

Par ailleurs, comme la théorie du MEDAF présente l'alpha de Jensen comme une mesure en excès du taux sans risque, certains auteurs affirment que les deux ratios ont un sens identique. Cette affirmation est exacte dans le cadre strict de la théorie, mais, nous avons déjà envisagé le cas de figure où la réalité de la rentabilité est inférieure au taux sans risque.

Dans ce cas, il convient alors de nous reporter tout d'abord au deuxième ratio de Treynor :

$$T = \bar{R}_{mt} - \frac{R_{pt} - R_{ft}}{\beta_p} \quad \text{cf supra}$$

L'auteur envisage une ordonnée à l'origine (négative) inférieure au taux sans risque (cf. schéma 3) ce qui suppose une valeur de bêta supérieure à 1 de telle sorte que la rentabilité du portefeuille géré dépasse celle du marché. C'est rarement le cas, car le gérant qui s'est fourvoyé dans le choix des valeurs peut difficilement être sanctionné positivement par les mouvements du marché. C'est la seconde raison pour laquelle ce ratio est peu utilisé.

Cette diversification médiocre n'en existe pas moins dans la réalité et le raisonnement de Treynor offre un parallèle à la démonstration faite à propos de la mesure de Fama. Nous avons défini l'effet de diversification de cet auteur comme l'évolution du risque spécifique obtenu en fonction du risque systématique maximal du portefeuille.

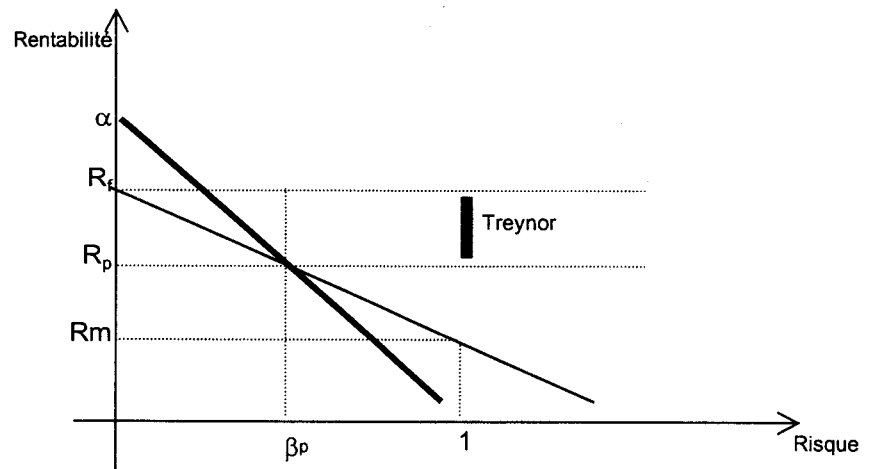
Ainsi, dans un marché baissier, un portefeuille géré activement de manière défensive et ayant un alpha positif peut, dans le même temps, exhiber un ratio de Treynor négatif si la différence entre la rentabilité du marché et celle du taux sans risque est négative.

En résumé :

si  $\alpha > 0$  et  $\beta > 0$  et  $R_m < R_f$  alors le signe de l'alpha de Jensen est différent de celui du ratio de Treynor. Ce phénomène est illustré par le schéma 14.

## SCHEMA 14

## Ratio de Treynor de signe différent de l'alpha de Jensen



Note: L'alpha de Jensen est positif car supérieur au taux sans risque. Le ratio de Treynor est négatif car la rentabilité du portefeuille géré est inférieure au taux sans risque

## 7-3 La mesure de Jensen et de Sharpe

En reprenant (11), la définition du risque systématique, et en intégrant l'expression du ratio de Jensen (28), la rentabilité du portefeuille en excès du taux sans risque d'un portefeuille s'exprime :

$$R_p - R_f = J_p + \left( \frac{\rho_{pm} \sigma_p}{\sigma_m} \right) (R_m - R_f) \quad (46)$$

Comme l'objectif d'une diversification optimale est recherché par le gérant rationnel, le coefficient de corrélation sera alors égal à 1. Sous cette condition restrictive, il est alors possible de rapprocher les ratios de Jensen et de Sharpe dont l'expression devient :

$$S_p = \frac{J_p}{\sigma_p} + \frac{R_m - R_f}{\sigma_m} \quad (47)$$

Dybvig et Ross (1985b) apportent un raffinement complémentaire en précisant que un ratio de Sharpe positif entraîne une mesure de Jensen positive et que ceci n'est pas nécessairement vrai à l'inverse. Ils précisent par ailleurs que cela n'est possible qu'à condition d'observer :

- une variance du portefeuille de marché inférieure à celle du portefeuille géré activement
- et la rentabilité du portefeuille de marché en excès du taux sans risque.

Nous n'insisterons pas sur ces deux notions puisque nous avons vu plus haut et verrons lors de nos mesures sur le marché français que ces conditions ne sont pas toujours réalisées. Ces observations ont le mérite de ne pas rejeter les fondements de la mesure mais d'en limiter la portée au fait que le portefeuille dominant est sans doute plus proche de l'équilibre que le portefeuille dominé.

Ces deux restrictions mettent en valeur l'importance à accorder au signe de l'alpha. Le signe de l'alpha de Jensen donne une information intéressante puisqu'il ne dépend pas du niveau du risque du portefeuille. La valeur de l'alpha dépend directement du risque systématique et, donc, de l'aversion au risque de l'investisseur et du gérant. Nous pouvons tirer un premier raisonnement de ces observations.

Le client et son mandataire ayant une même fonction d'utilité et une même aversion au risque dans le sens que le contrat qui les lie aura prévu le niveau de *tracking error*, souhaiteront toujours trouver un ratio de Sharpe positif couplé avec le même signe pour l'alpha de Jensen, ce qui signifie une bonne maîtrise des risques globaux encourus par l'investisseur pour obtenir une performance supérieure au taux sans risque quel que soit le niveau de performance atteint.

Ashton (1990) traite de la valeur attendue de l'alpha en proposant une formule de qualité d'information mais n'apporte pas réellement d'avancée dans la compréhension de la valeur de l'alpha car il traite de la faiblesse des tests statistiques sans insister sur l'asymétrie à gauche des rentabilités en excès du taux sans risque (*cf. infra*).

Haugen (1990), pour comparer les indices entre eux, parle de la profondeur de marché comme l'amplitude des rentabilités en excès du marché capturées par le gérant. L'ampleur donne le nombre de titres sous évalués repérés par le gérant. L'auteur affirme que les indices de Jensen et de Treynor ne montrent que la profondeur mais ignorent l'amplitude. Il estime que l'indice de Treynor permet à l'investisseur de profiter de l'effet de levier mais il mesure le risque au moyen du seul bêta. Or, le bêta d'un portefeuille dépend de tous les bêtas individuels des titres le composant, mais le bêta ne diminue pas au fur et à mesure que le nombre de valeurs incluses dans le portefeuille augmente, l'inverse est également vrai. Ainsi, la mesure de Treynor est insensible à l'ampleur (l'effet diversification de Fama). Le ratio de Sharpe a le mérite d'être un composite de la profondeur et de l'ampleur de la performance, car plus le nombre de titres augmente, plus la variance du portefeuille diminue en raison de la diversification, plus la position du portefeuille dans l'espace moyenne variance évolue vers la gauche. De ce point de vue, l'indice de Treynor est moins utile.

#### 7-4 La mesure de Black Treynor

En guise de conclusion à cette section consacrée aux mesures classiques de performance, il est utile de rappeler les conséquences d'un choix de gestion sur la valeur des coefficients alpha et bêta. C'est l'apport de la mesure de Black Treynor.

Leur mesure s'écrit :

$$BT_p = \frac{\alpha_p}{\beta_p} \quad (48)$$

Comme le dénominateur reste le risque systématique, tout comme dans la mesure de Treynor, nous trouvons ici une analyse de la capacité de sélection pour un niveau de risque donné.

Il s'agit d'un complément des deux mesures de Treynor définies plus haut qui se rapportent au *market timing*.

Chronologiquement, cet ensemble est postérieur aux mesures de Friend et Blume (1970) qui signalent les entorses à la théorie du MEDAF sur le marché de New York avec une corrélation négative des coefficients alpha et bêta suivant les périodes de mesure. Cette approche qui sera reprise dans d'autres analyses de la performance basée sur des données économétriques précède la synthèse qui sera réalisée par Fama qui ajoutera la notion de sélectivité nette vue ci-dessus.

## **Conclusion**

Les bases théoriques de la mesure de performance dans le cadre du MEDAF ayant été définies, remarquons que les anomalies à la relation du MEDAF sont nombreuses et entraînent parfois des observations dépassant nettement le cadre théorique.

Voilà pourquoi la mesure de Sharpe est globalement préférée à celle de Treynor et de Jensen qui ne sont utilisables que pour un niveau de risque donné, ce qui suppose que le risque spécifique a été réduit à zéro, ce qui n'est jamais le cas dans la réalité.

La critique de Roll est venue apporter une autre dimension aux "anomalies" à la théorie d'équilibre.

Cela étant, les critiques que nous allons détailler ci-après et les propositions nées des modèles multi factoriels ne remettent jamais en cause les outils de mesure basiques tels le concept de moyenne variance pour expliquer les notions de rendement et de risque.

Par contre, comme nous avons déjà cité Admati en fin de première partie, les modèles économétriques fluctuent au gré des circonstances en mettant en relief tel ou tel aspect éphémère des cycles économiques longs.



## Chapitre 3

### **Les autres mesures de *market timing***

#### **Introduction : les premiers constats**

Sharpe (1966), Bogle (1992) concluent que les gérants ne changent pas le bêta du portefeuille suivant les fluctuations du marché. Cette position peut paraître étonnante mais peut se comprendre pratiquement car les coûts de rotation du portefeuille sont élevés et le gérant n'a sans doute pas envie de prendre le risque de minorer d'autant les résultats de sa gestion. De plus, l'époque était marquée par un marché globalement haussier avec, en cas de baisse, l'espoir de retour vers la moyenne, ce qui n'incitait sans doute pas à anticiper des mouvements de marché jugés passagers.

Sharpe (1975) montre qu'un gestionnaire ayant su prévoir chaque année la différence entre la rentabilité espérée d'un portefeuille diversifié et le taux sans risque gagne plus d'argent qu'un porteur naïf. En investissant dans les actifs risqués quand ceux-ci ont une rentabilité supérieure au taux sans risque, l'écart positif annuel est de 6.76% en faveur du parfait *market timer* de 1929

à 1972. Encore faut-il ne pas faire d'erreur de prévision, ce qui fait conclure qu'une stratégie de cette nature n'est pas profitable.

### **1 L'étude de Grant**

Nous avons vu dans le cadre des études classiques qu'il n'est pas impossible d'imaginer une rentabilité de portefeuille géré activement inférieure à la rentabilité globale du marché et, surtout, du taux sans risque.

Le premier ralentissement économique du début des années 70 ponctué par la première crise pétrolière de 1973-1974 entraîne une hausse de l'inflation et des taux d'intérêt avec, comme corollaire, un tassement des rentabilités boursières.

Ainsi, l'évidence est là, les gérants n'ont pas prévu ce mouvement de long terme trop habitués qu'ils sont à une croissance à deux chiffres née de la période de reconstruction qui suit le deuxième conflit mondial du vingtième siècle.

Grant (1977) entreprend de différencier une gestion qui sait prévoir les mouvements de marché de celle qui caractérise le porteur naïf.

Il pose :

$$R_{pt} = (1 - \beta_p)R_f + \beta_p R_{mt} \quad (49)$$

Le risque total *ex ante* devient :

$$\begin{aligned} \sigma^2(R_{pt}) = & \left[ E(\beta_p) \right]^2 \sigma^2(R_{mt}) + \left[ \sigma^2(\beta_p) E(R_{mt})^2 \right] + \\ & \left[ \text{cov}(\beta_p^2 R_{mt}^2) - \text{cov}(\beta_p R_{mt}) \left[ 2E(\beta_p)E(R_{mt}) + \text{cov}(\beta_p R_{mt}) \right] \right] \end{aligned} \quad (50)$$

Avec le premier terme appelé par l'auteur le risque (systématique) de marché espéré, le deuxième terme : la variance du risque du marché et le dernier terme le risque de covariance.

Si le gestionnaire n'a aucune capacité de prévision des mouvements de marché,  $\beta_p$  et  $R_m$  sont des variables aléatoires indépendantes et leur covariance

converge asymptotiquement vers 0. L'auteur considère alors que ce gérant supporte le coût du *timing*, en d'autres termes, il est incapable de réduire les effets de variance de son portefeuille par rapport au marché.

Si les deux variables suivent une loi normale bi-variée, l'auteur montre que le risque total devient :

$$\sigma^2(R_{pt}) = \left[ E(\beta_p)^2 \sigma^2(R_{mt}) \right] + \left[ \sigma^2(\beta_p) E(R_{mt})^2 \right] + \sigma^2(R_{mt}) \left[ \text{cov}(\beta_p R_{mt}) - \text{cov}(\beta_p R_{mt}) \left[ 2E(\beta_p)E(R_{mt}) + \text{cov}(\beta_p R_{mt}) \right] \right] \quad (51)$$

dans ce cas, le supplément de rentabilité du gestionnaire habile s'écrit :

$$\frac{[E(\beta_p)E(R_{mt}) + \text{cov}(\beta_p R_{mt})]}{\sigma(R_{pt})} \quad (52)$$

alors que le dénominateur du portefeuille non géré sera :

$$E(\beta_p)\sigma(R_{mt}) \quad (53)$$

Les conditions d'un résultat positif supposent bien entendu que le dénominateur de l'équation 52 soit inférieur à 53 pour un marché haussier et l'inverse pour un marché baissier.

Cette mesure est la première à quantifier la capacité de *market timing* lorsque le gérant décide de modifier de manière active le bêta du portefeuille géré. L'auteur montre à cette occasion les limites des mesures de Jensen et de Treynor que nous avons abordées ci-dessus et que Grinblatt et Titman développent.

## 2 L'étude de Grinblatt et Titman (1989)

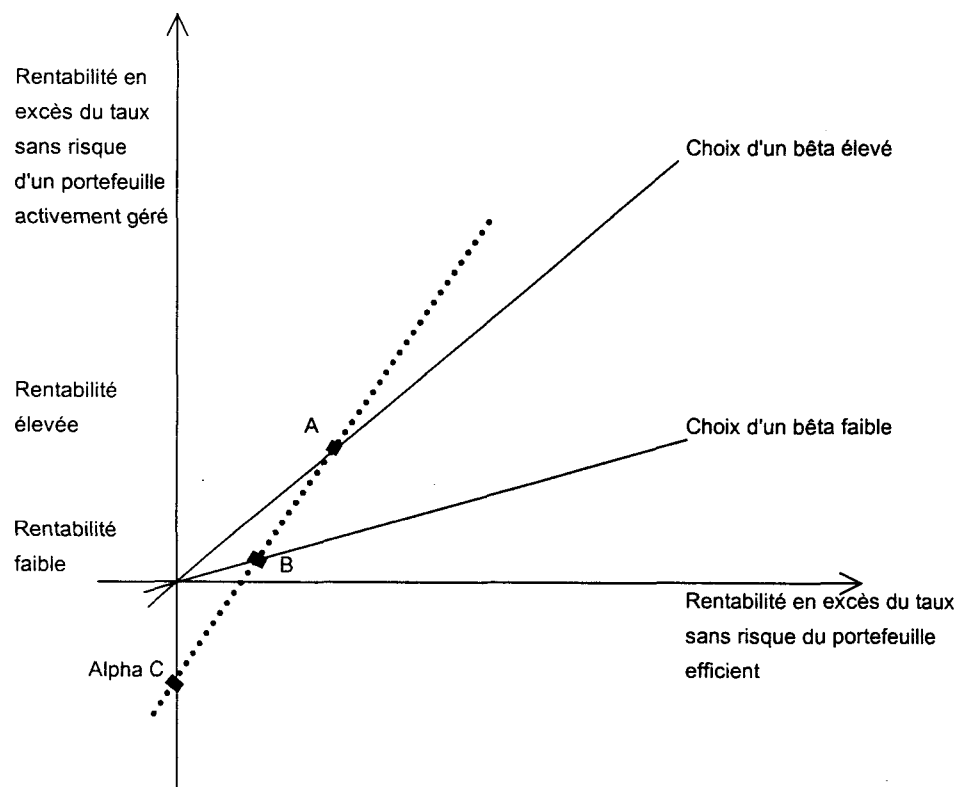
### 2-1 Critique de la mesure de Jensen

La mesure de Jensen souffre du fait qu'elle peut montrer un résultat négatif alors que le gestionnaire fait preuve d'un bon sens d'anticipation de l'évolution des marchés en dégagant une performance de *market timing* positive.

La figure ci-après est empruntée aux auteurs.

SCHEMA 15

#### Critique de la mesure de Jensen



Note: Un exemple de mesure négative de l'alpha de Jensen pour un *Market Timer*: les deux traits pleins désignent la rentabilité d'un portefeuille activement géré constitué d'un actif sans risque et d'un investissement dans l'actif risqué du portefeuille efficient suivant le choix du bêta effectué par le gérant. Une stratégie de *Market timing* contraint à choisir entre les deux bêtas. Un observateur non informé constatant les deux espérances de rentabilité en A et B déduira en C une mesure négative de l'alpha de Jensen.

Le schéma 15 illustre l'erreur potentielle de la mesure de Jensen. Le gérant est contraint de choisir entre deux stratégies. S'il reçoit une information qui lui laisse prévoir une hausse du marché, il augmente le risque du portefeuille qui se situe alors en A. A l'inverse, s'il reçoit un signal baissier, il diminue le bêta du portefeuille maintenant situé en B. L'investisseur non informé qui reçoit l'estimation du risque de cette stratégie trace une ligne (pointillée sur la figure) dont la pente fait intersection au point C et donne une mesure négative de l'alpha.

Ce constat amène les critiques de forme des gestionnaires, mais aussi de fond des théoriciens car un portefeuille géré rationnellement doit exhiber un alpha au moins égal à zéro.

Roll (1978) dans ses différentes critiques du MEDAF remarque à ce propos qu'un porteur naïf peut être considéré comme ayant une capacité d'information supérieure, ce qui fait conclure que la théorie elle-même est prise en défaut et que les indices ne peuvent servir de *benchmarks* efficaces. De même, un mauvais choix des valeurs ou une mauvaise diversification peuvent conduire à des alphas négatifs.

Enfin, bien qu'informé, un gérant peut avoir un comportement en sens opposé<sup>1</sup> et agir contre les signaux d'information qu'il reçoit. Cette hypothèse, soulevée par Verrechia (1980) est considérée comme irréaliste...

Grinblatt et Titman proposent alors une mesure susceptible de pallier ces inconvénients : la *positive period weighting measure*.

## **2-2 la *positive period weighting measure*.**

### 2-2-1 la décomposition de la mesure de performance

Les auteurs posent en préalable qu'il existe un nombre  $N$  d'actifs risqués qui sont échangés dans un marché sans friction, ce qui signifie qu'il n'existe pas de coûts de transaction, de taxes, de restrictions aux ventes à découvert, à l'accès au crédit etc. Les évaluations de portefeuilles au-delà du taux sans risque sont réalisées à différents intervalles de temps  $t$ ,  $t=1, \dots, T$ .

La rentabilité aléatoire d'un portefeuille s'écrit de la manière suivante :

---

<sup>1</sup> Les Anglo-saxons utilisent le terme de *Contrarian*

$$r_{pt} = \beta_{pt} r_{mt} + \varepsilon_{pt} \quad (54)$$

Avec

$r_{pt}$  la rentabilité du portefeuille géré durant la période

$r_{mt}$  la rentabilité du marché

$\beta_{pt}$  le risque systématique du portefeuille

$\varepsilon_{pt}$  le terme d'erreur

Le risque systématique est précisé:

$$\beta_{pt} = \sum_{j=1}^N x_{jt} \beta_j \quad (55)$$

Avec

$x_{jt}$  les pondérations des actifs  $j$  au sein du portefeuille durant la période  $t$

Le terme d'erreur :

$$\varepsilon_{pt} = \sum_{j=1}^N x_{jt} \varepsilon_{jt} \quad (56)$$

Ainsi, les rentabilités sont exprimées par les différentes pondérations des actifs composant les portefeuilles gérés. Il est rappelé que le terme d'erreur est égal à zéro si le benchmark est efficient.

Dans l'expression du risque systématique, la notion de période n'est pas mentionnée. C'est la conséquence du fait que les moyennes, variances et covariances des rentabilités en excès du taux sans risque sont indépendants et identiquement distribués. Ainsi, l'investisseur non informé regarde des situations statiques dans lesquelles les pondérations sont fixes. Le gérant supérieurement informé va modifier les pondérations de telle sorte qu'il puisse profiter d'une asymétrie d'information. Ce faisant, il précédera l'action corrective éventuelle du porteur non informé. La mesure de la covariance dégagera donc pour le gérant une valeur différente de zéro pour au moins une période. A ce premier niveau, il n'y a pas encore de distinction entre le timing et la sélectivité. Mais compte tenu de la formulation de la rentabilité écrite ci-

dessus, les auteurs précisent que le gérant possède une information concernant le timing si l'espérance de rentabilité du marché n'est pas constante pendant au moins une période d'observation. De même, il possède une information concernant la sélectivité si le terme d'erreur est différent de zéro au moins pendant une période.

### 2-2-2 La décomposition de la mesure de Jensen

En supposant que les pondérations des actifs composant les portefeuilles soient observables, les éléments constitutifs peuvent être identifiés séparément. Le bêta calculé au cours des différentes périodes d'observation permet de donner une valeur à la sélectivité comme une probabilité limite de l'anomalie de rémunération au regard d'un *benchmark* efficient :

$$S = r_p - p \lim \left[ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \beta_{pt} r_{mt} \right] \quad (57)$$

Avec l'introduction par les auteurs du fait qu'il s'agit d'une probabilité limite liée à la taille de l'échantillon<sup>2</sup>.

En substituant les termes de l'équation précédente, la sélectivité a comme expression :  $S = \varepsilon_p$

La mesure du timing, définie comme la covariance entre le bêta de l'échantillon et la rentabilité en excès du taux sans risque du *benchmark* :

$$TM = p \lim \left[ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \beta_{pt} (r_{mt} - r_m) \right] \quad (58)$$

### 2-2-3 L'écart de performance d'un investisseur non informé et d'un gérant possédant une information.

Les auteurs rappellent la condition préalable du marché efficient : les

---

<sup>2</sup> Voir Grinblatt et Titman (1989)

investisseurs non informés ne peuvent dégager une performance significative différente de celle du marché si l'échantillon d'observations est suffisamment grand.

Si le gérant n'anticipe pas les mouvements du marché, la pente de la droite exprimée par la valeur du bêta sera plus faible.

Si le gérant n'a pas le sens du *market timing* est n'est pas non plus capable de sélectivité, alors la performance globale ne sera pas différente de celle de l'investisseur non informé.

#### 2-2-4 L'attitude de l'investisseur informé

Grinblatt et Titman observent qu'une performance négative peut être observée malgré les remarques conceptuelles relevées précédemment et ce, même si le gérant reçoit des signaux d'information appropriés. Reste donc à savoir comment va réagir le gérant informé. Ceci dépend de sa fonction d'utilité.

La rentabilité du portefeuille du gérant informé est :

$$R_p = \beta_p (r_m + m + y) + s_p + z_p \quad (59)$$

Avec

$r_m$  la rentabilité du marché

$m$  le signal de timing

$y$  la réalisation d'un bruit blanc

$s_p$  l'action de sélection du gérant

$z_p$  la réalisation du bruit

Les expressions de  $s$  et de  $z$  exprimant l'action du gérant et la réalisation dépendent des pondérations apportées, c'est en quelque sorte le crédit que donne le gérant à la qualité de son information.

Il doit donc réagir positivement à l'information en montrant qu'il agit dans le même sens. Les auteurs estiment que les bêtas suivent une fonction croissante et monotone en réponse au signal reçu et que cela peut induire une surestimation ou une sous-estimation du bêta.



## 2-2-5 La proposition de Grinblatt et Titman

Comme les poids des différentes composantes du portefeuille ne sont observables que très rarement, il est proposé de s'en affranchir en regardant les rentabilités anormales période après période :

$$\alpha^* = \sum_{t=1}^T w_t r_{pt} \quad (60)$$

Avec

$w_t$  les poids mesurés période par période  $t$

La contrainte du vecteur scalaire unitaire des poids permet de s'assurer que la variance se rapproche de zéro lorsque le nombre d'observations grandit. La mesure de Jensen devient alors une des possibilités d'observations.

La proposition suppose les contraintes :

$$p \lim \left[ \sum_{t=1}^T w_t r_{mt} \right] = 0$$

$$|p \lim [T w_t] < \infty$$

$$w_t = w(r_{mt}, T)$$

$$\sum_{t=1}^T w_t = 1$$

$\text{Plim} [\alpha^*] = 0$  si l'investisseur n'est pas informé

$\text{Plim} [\alpha^*] > 0$  si l'investisseur informé a une capacité de sélectivité mais n'a pas le sens du timing

Si, de plus, la mesure périodique des poids satisfait les conditions  $w_t > 0$  et

$$\partial \beta_{pt} / \partial m_t > 0$$

Pour toutes les réalisations concrètes du gérant informé, celui-ci possède alors la capacité de *market timing*.

Cette modification de la mesure de Jensen a l'avantage d'être positive. Les valeurs négatives s'expliquent seulement par une utilité marginale négative. Les auteurs montrent enfin que la notion de *market timing* est indépendante de la notion de sélectivité. Cela étant, l'exemple pris, celui d'IBM, valeur pour laquelle une information particulière la ferait décaler par rapport au marché doit être vérifiée aujourd'hui. En effet, les réactions des gestionnaires peuvent les amener à penser que toutes les valeurs du secteur bénéficient du même avantage. La différenciation ne s'opère que plus tard lorsque les résultats sont connus. Il y a donc une difficulté supplémentaire pour l'investisseur non informé à savoir décrypter un signal dont la véritable interprétation est d'abord masquée avant d'être justifiée dans un temps plus ou moins long. Au total, sauf à connaître la fonction d'utilité du gérant, il est difficile pour un observateur extérieur d'utiliser cette mesure qui reste intéressante à l'intérieur d'une entreprise.

Lhabitant (1999) réalise néanmoins une mesure sur le marché suisse pour trouver des valeurs non éloignées de la mesure de Jensen.

### **3 La mesure de Henrikson et Merton**

L'idée à la base de la mesure des deux auteurs revient à Merton (1981) qui estime que le *market timing* peut être démontré *ex post*. En effet, un gestionnaire exprime son sens de l'anticipation de deux manières :

Ou bien il anticipe une rentabilité du marché supérieure au taux sans risque. Dans ce cas, il investit dans les actifs risqués et se protège en achetant des options de vente dont l'échéance se situe à l'horizon de révision des anticipations. Il s'assure ainsi contre une mauvaise prévision.

La deuxième solution consiste à se protéger contre une performance négative du marché par rapport au taux sans risque. Dans ce cas, l'achat d'obligations combiné à l'achat d'options d'achat permet de rémunérer le capital au taux sans risque tout en profitant d'une éventuelle erreur de prévision.

Les deux expressions s'écrivent:

$$R_{pt} = R_{mt} + \max[0, R_f - R_{mt}] \quad (61)$$

$$R_{pt} = R_f + \max[0, R_{mt} - R_f] \quad (62)$$

A la suite, les auteurs cherchent à savoir si les gestionnaires agissent activement de telle sorte qu'ils exercent le bon choix suivant leur anticipation d'une rentabilité supérieure ou inférieure au taux sans risque. Si ce choix a une valeur, alors l'investisseur rationnel doit modifier la composition de son portefeuille basée sur d'autres probabilités d'espérance de rentabilité.

La probabilité conditionnelle liée à une prévision juste mesurée à partir de la rentabilité en excès du taux sans risque a alors une valeur positive. L'expression du raisonnement est la suivante :

$R_{mt}$  désignant la rentabilité du portefeuille de marché pendant une période commençant en  $t$ ,  $R_{ft}$  représente le taux sans risque tel qu'il apparaît durant la même période. Si un prévisionniste estime que la rentabilité du portefeuille de marché sera inférieure à celle du taux sans risque, l'expression est  $\gamma_t = 0$  et la probabilité de succès  $p_{1t,t}$ , si ce gestionnaire estime le contraire, l'expression est  $\gamma_t = 1$  et la probabilité est  $p_{2t}$ . Si les probabilités sont égales, l'estimation devient aléatoire et n'a pas de valeur.

Ainsi, la probabilité que  $p_{1t}$  soit juste s'écrit:

$$p_{1t} = \text{prob}[\gamma_t = 0 | R_{mt} \leq R_f] \quad (63)$$

la probabilité que  $p_{1t}$  soit fausse:

$$(1 - p_{1t}) = \text{prob}[\gamma_t = 1 | R_{mt} \leq R_f] \quad (64)$$

la probabilité que  $p_{2t}$  soit juste:

$$p_{2t} = \text{prob}[\gamma_t = 1 | R_{mt} > R_f] \quad (65)$$

la probabilité que  $p_{2t}$  soit fausse:

$$(1-p_{2t}) = \text{prob}[\gamma_t = 0 | R_{mt} \leq R_f] \quad (66)$$

Comme les bonnes prévisions ont une valeur quelle que soit l'ampleur de la différence constatée entre la rentabilité du marché et celle du taux sans risque, l'auteur estime que la somme  $p_{1t} + p_{2t} > 1$  montre la capacité de *market timing*. L'inverse peut toutefois être constaté si l'anticipation n'est pas juste. Rationnellement, le gestionnaire doit alors modifier le sens de la prévision pour tenir compte de cette erreur. L'hypothèse nulle :  $p_{1t} + p_{2t} = 1$  signifie que le prévisionniste ou gestionnaire n'a pas de savoir-faire particulier en matière de *market timing*.

### 3-1 le test non paramétrique

Merton et Henrikson (1981) proposent un test non paramétrique qui stipule que :

- les rentabilités actuelle et future sont indépendantes
- $p_{1t} + p_{2t} = 1$

Etant donné le postulat que les rentabilités ne contiennent aucune information permettant une meilleure prévision et que les probabilités induites sont constantes au fil du temps, les auteurs estiment que le test d'indépendance de Fisher est le plus adapté. L'hypothèse sera rejetée si le nombre d'observations positives est trop faible.

Cette approche est intéressante si le chercheur peut connaître les anticipations des gérants de portefeuille, ce qui n'est malheureusement pas le cas sauf accord improbable de ceux-ci de communiquer précisément leurs anticipations. De ce point de vue, les articles de presse de début d'année donnent des indications trop vagues et trop peu nombreuses pour qu'elles puissent être utilisables.

Koh *et alii* (1993) utilisent le test non paramétrique sur le marché de Singapour et trouvent une capacité d'anticipation de l'évolution générale du marché des gérants tant à la hausse qu'à la baisse, mais les volumes étudiés sont assez faibles.

Cumby et Modest (1987) pensent en effet que ce type de test offre un biais si le nombre d'observations est trop petit en cas de rentabilités élevées ou trop grand s'il y a un nombre important de rentabilités légèrement négatives.

### 3-2 le test paramétrique

Connaissant les difficultés de collecte de l'information, Henrikson et Merton (1981) proposent un test paramétrique qui ne demande pas de connaître à l'avance les paris sur l'évolution future du marché par rapport au taux sans risque. Ils reprennent leur raisonnement décrit ci-dessus. Ils supposent que les rentabilités observées *ex post* montrent des bruits révélateurs de leurs choix liés à leurs prévisions. Cette vision vient compléter le raisonnement de Jensen (1972) qui estime impossible de distinguer la sélectivité du *market timing*. Les auteurs assimilent le bruit à la détention d'une option de vente<sup>3</sup>. Ainsi, le bêta aura une valeur différente suivant que la rentabilité du marché est attendue comme supérieure ou inférieure au taux sans risque. Ils posent :

$$R_{pt} = \alpha_{pt} + \beta_{1pt}r_{mt} + \beta_{2pt}r_{mt} + \varepsilon_{pt} \quad (67)$$

Avec

$R_{pt}$  la rentabilité du portefeuille durant la période t

$\alpha_{pt}$  L'ordonnée à l'origine de la droite caractéristique du portefeuille

$\beta_{1pt}$  Le bêta cible si la rentabilité du marché est inférieure au taux sans risque

$\beta_{2pt}$  Le bêta cible si la rentabilité du marché est supérieure au taux sans risque

$\varepsilon_{pt}$  Le résidu qui suit une loi normale

Conformément aux probabilités exprimées pour le test non paramétrique, le deuxième bêta aura une valeur positive si le choix de market timing a été bon c'est-à-dire que la rentabilité du marché est supérieure au taux sans risque, sinon, il n'a pas de valeur.

Henrikson (1984) utilise cette procédure afin de regarder 116 fonds américains sur une période s'étendant de 1968 à 1980. Mais les résultats

<sup>3</sup> Le terme de *protective put* ou option de vente de couverture est la représentation quantifiée de  $\beta_2$  qui est obtenue gratuitement dans ce cas.

obtenus ne sont pas probants : outre le fait que le signe global du bêta est négatif, le faible nombre d'observations statistiquement significatives ne permet pas de conclure. De plus, il trouve une corrélation négative avec les alphas au point qu'il pense à des erreurs de spécification.

Chang et Lewellen (1984) arrivent à des conclusions semblables à celles d'Henrikson. L'intuition qui a mené à ce raisonnement obtient donc un résultat inattendu puisque le signe négatif signifie que les gestionnaires sont supérieurement informés mais qu'ils agissent de manière irrationnelle ! En d'autres termes, quand ils pensent (avec justesse) que le marché va monter, ils diminuent le risque systématique de leur portefeuille et vice versa. Chang et Lewellen parlent à ce propos de "*perverse timing*".

Koh *et alii* (1993) cités ci-dessus comme ayant tenté une approche non paramétrique ne trouvent pas de capacité d'anticipation des gérants en utilisant le test paramétrique.

Dybvig et Ross (1985) critiquent ce modèle au prétexte qu'il ne mesure pas la réponse du gérant à l'information qu'il reçoit.

Connor et Korajczyk (1987) observent que Henrikson, Chang et Lewellen ont utilisé des données individuelles pour mesurer les performances de chaque fonds. Comme ceux-ci ont supposé l'existence d'un biais dû à des erreurs de spécification, l'idée de composer des portefeuilles de fonds par classe de risque est testée, mais les résultats sont confirmés. Ils pensent par ailleurs que la mauvaise réponse du gérant aux signaux d'information qu'il reçoit peut avoir deux origines :

- si le gérant suit une stratégie active de gestion qui duplique la détention d'une option de vente et que les modifications de positions sont plus fréquentes que les observations des rentabilités, il peut alors exister une impression de mauvaise anticipation
- sur des horizons d'observations courts, la non linéarité provisoire de la distribution des rentabilités peut conduire à un résultat erroné.

Connor et Korajczyk pensent alors qu'un modèle multi facteurs suivant l'APT pourrait capturer de manière plus complète la capacité de *market timing* alors

que Henrikson et Merton sont restés dans le cadre du MEDAF en utilisant comme référence le portefeuille de marché.

Ces auteurs, à partir d'une version d'*Asset Pricing Theory* à l'équilibre incluent comme Mayers et Rice un petit nombre de gérants supérieurement informés et, comme ils sont peu nombreux, ils n'influent que marginalement sur l'équilibre général. Les auteurs affirment que cela simplifie l'analyse en éliminant les interférences rationnelles que les investisseurs non informés seraient amenés à essayer de faire en observant les prix modifiés par les gérants informés. Il existe quelques exceptions à l'équilibre notamment en ce qui concerne les événements macro-économiques qui ne sont donc pas incluses dans le modèle.

Plus gênante pour la qualité de cette mesure, l'observation de Jagannathan et Korajczyk (1986) d'un *market timing* artificiel si un achat sec d'option d'achat à la monnaie est effectué. Le rendement en excès du taux sans risque a pour valeur :

$$R_{pt} = \text{Max} \left[ \frac{R_{mt} - K}{c_{t-1}}, 0 \right] - (1 + R_f) \quad (68)$$

Avec

K le prix d'exercice de l'option d'achat

c le *premium*

La régression proposée par Henrikson et Merton :

$$R_{pt} = \alpha_{pt} + \beta_{1p} R_{mt} + \beta_{2p} R_{mt} + \varepsilon_{pt} \quad (69)$$

conduit aux estimateurs de régression :

$$p \lim \beta_{1p} = \frac{V_{t-1}}{c_{t-1}} > 0$$

$$p \lim \beta_{2p} = \frac{V_t}{\tilde{c}_t} > 0$$

$$p \lim \alpha_{pt} = -(1 + R_f) < 0$$

qui signifient que les bêtas sont positifs alors que la sélectivité est négative. La perplexité des chercheurs est telle que dans l'étude multi factorielle qu'ils

mènent, ils constatent que les valeurs composant les portefeuilles ont des niveaux d'endettement élevé. Ce mélange des genres montre que dans les années 80, la recherche fustige les mesures inadaptées sans pour autant proposer une réelle amélioration des modèles. Dans ce cas précis, il est toujours possible en effet de dire que les entreprises endettées sont au début de leur cycle de vie ou de produits et que cet endettement accepté par les analystes est la promesse de profits futurs ; il est également possible de dire que l'endettement peut être jugé comme étant excessif et que les entreprises concernées sont provisoirement mal évaluées par le marché.

Toujours est-il que l'anomalie de rémunération persiste, Jacobs et Levy (1999) montrent qu'une détention d'actifs couverte par une vente d'options d'achat est plus rémunératrice qu'une bonne sélection et qu'un bon sens de *market timing*.

La transition avec le modèle suivant est fournie par les travaux de Ferson et Schadt (1996) qui reprennent les travaux de Henrikson et Merton en posant une condition d'existence de marché favorable ou défavorable afin de faire varier le risque systématique en anticipation des mouvements de marché. Mais, outre le fait qu'il doit s'agir de mesure *ex ante* pour valider le modèle, il existe trop de conditions possibles pour que le modèle proposé soit robuste face à la diversité des situations envisageables sur les marchés.

#### **4 La mesure de Veit et Cheney**

Fabozzi et Francis (1979), à partir des données *ex ante* fournies par les bureaux d'analyse, proposent de donner un signe aux rentabilités de marché suivant que celui-ci est attendu en hausse ou en baisse. Cette approche se heurte à la volonté du gérant de se plier à ces anticipations et, pour le seul aspect de la mesure, au propre facteur de marché non prévu par les analystes et subi par le gérant.



Le principe reste toutefois intéressant dans la mesure où les auteurs reconnaissent une dilution de la performance entre les différents intervenants d'une même entreprise.

Kon et Jen (1979) vont plus loin dans la démarche en pensant que le marché n'a pas un comportement strictement binaire : hausse ou baisse, il existe une suite de mouvements continus. Nous retrouvons ici une démarche de type chartiste. De même que l'analyse technique tente de trouver une martingale ou une reconnaissance de formes qui donnerait une valeur aux prévisions dans le cadre de l'efficiance faible<sup>4</sup>, de même les auteurs présentent une approche multi bêtas fort complexe qui offre cependant le défaut de supposer la stationnarité des bêtas des titres individuels ; de plus, le facteur aléatoire de marché intègre la mesure et vient ainsi améliorer le résultat obtenu par le gérant. Il n'est donc pas étonnant de trouver une mesure laissant à penser que la capacité de *market timing* existe.

Veit et Cheney (1982) proposent une démarche afin de suivre *ex post* les choix successifs des gérants de portefeuille suivant que le marché monte, baisse ou reste stable.

#### **4-1 La première étape : déterminer les mouvements du marché.**

Les auteurs suivent l'indice large Standard and Poor's 500 sur une base annuelle de quatre manières : la première est simple : le marché a-t-il monté ou baissé sur l'année ? La deuxième détermine les années ayant fluctué dans un intervalle de plus ou moins 3%. Ces années sont alors qualifiées de stables. La troisième opère une partition de la période d'observation en classant les années en deçà ou au-delà de la médiane. La quatrième ressemble à la première à ceci près que ce n'est pas l'indice qui sert de référence, mais les capitaux détenus sur les valeurs cotées. Les auteurs précisent que quel que soit l'angle de vision, les résultats obtenus ne sont pas sensiblement modifiés. Les auteurs estiment que l'intervalle d'observation sur un an est préférable à une plus grande fréquence "*bien que cette impasse puisse amener un biais*".

---

<sup>4</sup> Voir l'ouvrage de Murphy (1986) pour une présentation de l'analyse technique

Ils arguent en effet du fait qu'une mesure mensuelle multiplie les calculs pour couvrir les cycles de hausse et de baisse ; ils reprennent par ailleurs à leur compte le fait que les coûts de modification des portefeuilles constituent un frein à l'initiative des gérants. Ce choix de *timing* "suggère que les fonds (mutuels) ne modifient pas leurs bêtas sur une base de mouvements de marché de court terme, mais qu'ils attendent des mouvements de grande ampleur".

#### 4-2 Les calculs empiriques.

Les auteurs font d'abord remarquer que, si le marché reste à l'équilibre, toute anomalie constatée sur le risque systématique se répercutera sur le risque spécifique. Reposons le modèle de marché :

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (70)$$

Avec

$i$  l'actif financier: titre individuel ou portefeuille

$\alpha_i$  la constante caractérisant les effets de facteurs propres à l'actif  $i$ .

$\beta_i$  le coefficient de sensibilité de l'actif  $i$  au regard de

$R_{mt}$  la rentabilité du marché

$\varepsilon_{it}$  est un terme résiduel aléatoire

L'hypothèse de Veit et Cheney est la suivante : il est estimé que dans un marché en hausse prévue par le gérant, le bêta sera supérieur à celui qui sera constaté lors d'une baisse. Les coefficients alphas évolueront alors en sens inverse.

Ils posent donc dans un marché en hausse :

$${}_h\beta_i > {}_b\beta_i$$

Le terme de gauche donne l'estimation du  $\beta$  de l'actif  $i$  lorsque le marché est en hausse  $h$ . Il est supérieur à celui qui caractérise le marché en baisse  $b$ . L'inverse est également vrai. Donc, dans le même temps,

$${}_h\alpha_i < {}_b\alpha_i$$

Rappelant ensuite l'équilibre du MEDAF, ils introduisent la notion d'actif sans risque  $R_f$  et estiment que le taux sans risque peut se comparer à la notion de risque spécifique en montrant que :

$$\alpha_i = R_f(1 - \beta_i)$$

Dans ces conditions, les équations servant à mesurer la capacité de *market timing* se limitent à :

$$R_{it} = {}_h\alpha_i + {}_h\beta_i R_{mt} + \varepsilon_i \quad (71)$$

$$R_{it} = {}_b\alpha_i + {}_b\beta_i R_{mt} + \varepsilon_i \quad (72)$$

$$R_{it} = {}_T\alpha_i + {}_T\beta_i R_{mt} + \varepsilon_i \quad (73)$$

Avec 73 pour mesurer la rentabilité du portefeuille sur l'ensemble de la période, 71 et 72 lors des périodes de hausse et de baisse du marché. Les paramètres des régressions sont utilisés pour tester l'hypothèse émise.

Le F statistique est calculé de la manière suivante : le numérateur est la somme résiduelle des carrés de 73 moins celles de 71 et 72. Le dénominateur est constitué de la somme résiduelle de 71 et 72. L'analyse du test permet ensuite d'accepter ou de rejeter l'hypothèse de modification en hausse du risque systématique dans un marché haussier.

#### 4-3 L'échantillon et les conclusions

L'échantillon comprend 74 *mutual funds* existant entre 1944 et 1978. Même si tous les fonds de l'échantillon n'existent pas depuis l'origine, la période d'observation est suffisamment longue puisque douze cycles de hausse et de baisse sont constatés avec une moyenne de durée de 35 mois pour chacun d'eux. Les fonds n'existant pas sur toute la période ont une ancienneté jugée

suffisamment longue par les auteurs pour que les conclusions restent robustes.

Celles-ci sont les suivantes : 73% des gérants montrent de mauvaises qualités de *market timing*. L'étude confirme les résultats de Treynor et Mazuy (1966) et ceux de Fabozzi et Francis (1979)

Nous effectuons quelques remarques sur cette étude :

- le choix de l'année civile comme sous-période d'observation est justifié par la difficulté de pouvoir obtenir les informations utiles aux calculs.
- le raisonnement des auteurs inclut la notion de taux sans risque qui ne sert pas ensuite de plancher pour le calcul. Nous pouvons supposer que certaines périodes ont dégagé des rentabilités inférieures au taux sans risque, ce qu'il est gênant de constater à la fois sur les plans théoriques et empiriques.

## **5 La mesure de Moses Cheney et Veit**

Le complément de la mesure de *market timing* est apporté en 1987 avec une mesure du risque spécifique qui se rapproche de la démarche de Fama (*cf. supra*). Il s'agit en effet de creuser l'idée d'une diversification imparfaite.

La mesure s'écrit :

$$MCV_p = \frac{\left( \frac{(R_{pt} - R_{ft}) - (R_{pt-1} - R_{ft-1})}{\beta_p^* - \beta_p} \right)}{\left( \frac{R_{mt} - R_{ft}}{\beta_m} \right)} \quad (74)$$

Avec  $\beta^*$  analogue à l'équation 29<sup>5</sup>.

Les auteurs tentent ainsi d'expliquer l'évolution de la rentabilité par unité de risque spécifique obtenu en cas de diversification optimale face au risque du marché par unité de risque systématique.

Suivant la théorie du MEDAF, à l'équilibre, le portefeuille efficient ayant un risque systématique égal à 1, la formule peut être simplifiée au dénominateur

---

<sup>5</sup> p 102

qui est alors la simple différence entre la rentabilité du marché et celle du taux sans risque.

Lorsque le marché dégage une rentabilité en excès du taux sans risque positive, une mesure positive signifie que les choix du gérant sont rémunérés au-delà du risque spécifique du marché. Ce complément de la mesure de Fama fait franchir à la théorie un pas complémentaire dans l'échelle des anomalies de rémunération puisque les théoriciens admettent que le choix des valeurs peut être mieux rémunéré que la capacité à anticiper les mouvements de marché. Mais, soulignons que cette mesure traduit aussi l'ampleur du risque pris par le gérant qui peut alors mener le portefeuille vers un risque disproportionné par rapport aux objectifs originaux.

Droms (1989) montre qu'il est possible d'améliorer encore le résultat si les interventions sur le portefeuille sont trimestrielles, et, mieux encore, mensuelles. En prenant des portefeuilles fictifs qui dupliquent l'écart type des rentabilités des portefeuilles risqués, il estime que la capacité de prévision ne doit pas être à son maximum si les interventions sont fréquentes. Il vaudrait mieux d'ailleurs bien prévoir les hausses de marché qui sont plus profitables que la prévision des baisses. En conclusion, les stratégies de *market timing* sont peut-être profitables.

## **6 La nouvelle mesure de Jensen**

Jensen (1972) prend en compte les remarques faites à propos de sa première mesure (*cf. supra*) et tient compte notamment de la variation dans le temps du bêta montrée par Treynor et Mazuy (*cf. supra*). Il estime que l'exposition au risque systématique est fonction de l'aversion au risque du gérant qui va réagir à une information en anticipant l'évolution du facteur de marché.

L'auteur reste donc attaché au modèle mono factoriel du MEDAF.

Le facteur de marché à l'instant  $t$  s'écrit :

$$\pi_t = R_{mt} - E(R_{mt}) \quad (75)$$

Avec

$E(R_{mt})$  comme espérance de rentabilité inconditionnelle du marché en l'absence d'information.

Le gestionnaire  $g$  d'un portefeuille  $P$  activement géré, reçoit un ensemble d'informations  $\phi$  en  $t-1$  de telle sorte qu'il formule une anticipation du facteur de marché notée  $\pi^*$  dont la valeur est:

$$\pi_t^* = E(\pi_t | \phi_{gt-1}) \quad (76)$$

Il existe, conformément à la théorie, une partie du portefeuille placée dans l'actif sans risque  $(1-x_0)$  qui sera maximisée compte tenu de l'aversion absolue pour le risque ( $b$ ), la maximisation de la fonction d'utilité est quadratique, l'aversion pour le risque est constante et positive.

La part de l'actif sans risque  $1-x_0$  est évaluée:

$$1-x_0 = \frac{1}{b\sigma^2(\pi_t)} (E(R_{mt}) + \pi_t^*) \quad (77)$$

A l'équilibre, selon la théorie du MEDAF,  $\beta_m=1$ , par ailleurs, la distribution est supposée suivre une loi normale.

Comme:

$$\beta_{pt} = (1-x_0)\beta_m$$

le risque systématique du modèle de Jensen s'écrit :

$$\beta_{pt} = \beta_p^* + \theta_p \pi_t^* \quad (78)$$

Avec

$\beta_p^*$  la valeur du risque systématique espérée par le gérant

$\theta_p$  la constante, fonction de l'aversion pour le risque et de la variance de marché

Comme l'auteur pose comme prévision optimale :

$$\pi_t^* = \pi_t + \nu_t$$

Avec

$\nu$  comme résidu distribué suivant une loi normale et indépendant de  $\pi$ .

La rentabilité du portefeuille géré à l'instant  $t$  s'écrit :

$$R_{pt} = \alpha_{pt} + [\beta_p^* + \theta(\pi_t + \nu_t)] [E(R_{mt}) + \pi_t] + u_{pt} \quad (79)$$

En séparant dans l'équation les termes du premier et du second degré, Jensen propose les probabilités limites :

$$R_{pt} = \eta_0 + \eta_1 \pi_t + \eta_2 \pi_t^2 + u_{pt} \quad (80)$$

et définit les termes comme suit :

$$\begin{aligned} p \lim \eta_0 &= \alpha_{pt} + \beta_p^* E(R_{mt}) + \theta_p (\rho^2 - 1) \sigma^2(\pi_t) \\ p \lim \eta_1 &= \rho^2 \theta E(R_{mt}) + \beta_p^* \\ p \lim \eta_2 &= \theta_p \end{aligned} \quad (81)$$

dans lesquels  $\rho$  est le coefficient de corrélation entre la prédiction et la réalisation du facteur de marché  $\pi$  et  $\sigma^2$  la variance.

Comme le thêta mesure la réponse du gérant à l'information qu'il possède,  $\eta_1$  représente le bêta espéré par le gérant et l'agressivité du gérant qui a de l'aversion au risque suivant qu'il a plus ou moins confiance dans la qualité de ses informations,

$\eta_0$  réunit la capacité de sélection des titres, le risque systématique et un terme d'aversion au risque facteur de la variance observée.

Ce système ayant plus d'inconnues que d'équations, Jensen conclut qu'il n'est pas possible de connaître avec exactitude la part de performance revenant à la capacité de sélectivité et de *market timing* du gérant, à moins que, pour chacune des périodes, l'espérance de rentabilité du marché et la prévision *ex ante* de *market timing* ne soient connues.

## **7 L'apport de Bhattacharya et Pfleiderer**

Ces deux auteurs reprennent en 1983 les travaux de la deuxième mesure de Jensen (1972). Ils constatent qu'en dérivant les probabilités des trois termes de l'équation 81, Jensen estime que le facteur de marché  $\pi$  et  $\upsilon$ , le résidu, sont indépendants.

Or, cela n'est pas exact car si  $\pi^*$  et  $\pi$  sont distribués suivant une loi normale, il est possible d'écrire :

$$\pi_t = d_0^* + d_1^* \pi_t^* + \upsilon_t \quad (82)$$

Avec

$\upsilon$  qui suit une loi normale et est indépendant de  $\pi$ .

De plus, si  $\pi^*$  est l'expression de la prévision optimale alors  $d_0^*=0$  et  $d_1^*=1$

Par contre, écrire:

$$\pi_t^* = d_0 + d_1 \pi_t + \upsilon_t$$

ne permet pas d'observer  $d_0=0$  et  $d_1=1$  et  $\upsilon$  qui suit une loi normale et est indépendant de  $\pi$ .

Les auteurs estiment dans ces conditions que le gérant qui observe en début de période  $t$  un signal  $\pi_t + \varepsilon_t$

avec  $\varepsilon$  comme résidu indépendant, d'espérance égale à 0 et distribué suivant une loi normale, il est possible de montrer que :

$$\pi_t^* = \phi(\pi_t + \varepsilon_t) \quad (83)$$

Dans cette équation, la valeur de  $\phi$  est la suivante :

$$\phi = \frac{\sigma_\pi^2}{(\sigma_\pi^2 + \sigma_\varepsilon^2)} \quad (84)$$



Il est alors possible de réécrire la rentabilité du portefeuille géré en suivant Lee et Rahman (1990) :

$$R_{pt} = \alpha_p + \theta E(R_{mt})(1 - \phi)R_{mt} + \phi\theta(R_{mt})^2 + \theta\phi\varepsilon_t R_{mt} + u_{pt} \quad (85)$$

ou :

$$R_{pt} = \eta'_0 + \eta'_1 R_{mt} + \eta'_2 (R_{mt})^2 + \omega'_t \quad (86)$$

la ressemblance de l'équation 86 avec la mesure de Treynor et Mazuy (équation 23)<sup>6</sup> est soulignée,

Les différents termes sont définis:

$$\begin{aligned} p \lim \eta'_0 &= \alpha_{pt} \\ p \lim \eta'_1 &= \theta E(R_{mt})(1 - \phi) \\ p \lim \eta'_2 &= \theta\phi \end{aligned} \quad (87)$$

Le premier terme indique la capacité de sélectivité.

Le résidu de (86) a pour valeur :

$$\omega'_t = \theta\phi\varepsilon_t R_{mt} + u_{pt} \quad (88)$$

dont le premier terme contient l'information nécessaire pour quantifier la capacité de *market timing* du gérant.

On peut extraire cette information en régressant le carré du résidu sur la rentabilité du marché en excès du taux sans risque au carré. On obtient alors :

$$\omega_t^2 = \theta^2 \phi^2 \sigma_\varepsilon^2 (R_{mt})^2 + \zeta_t \quad (89)$$

avec :

$$\zeta_t = \theta^2 \phi^2 (R_{mt})^2 (\varepsilon_t^2 - \sigma_\varepsilon^2) + (u_{pt})^2 + 2\theta\phi R_{mt} \varepsilon_{pt} u_{pt} \quad (90)$$

La régression proposée fournit un bon estimateur de  $\theta^2 \phi^2 \sigma_\varepsilon^2$

En utilisant l'estimateur de  $\theta\phi$  extrait de l'équation 86, on obtient  $\sigma_\varepsilon^2$

---

<sup>6</sup> p 95

Merton (1980) présente une technique pour évaluer la variance de  $\pi$  à partir des séries temporelles disponibles, il est supposé que les rendements de marché suivent un processus de Wiener stationnaire. L'avantage de cet estimateur est que la variance peut être calculée approximativement sans avoir la connaissance de la valeur moyenne. Cela économise en outre, un degré de liberté.

La variance de  $\pi$  se calcule:

$$\sigma_{\pi}^2 = \left\{ \sum_{k=1}^n \left[ \ln(1 + R_{m,t}) \right]^2 \right\} / n \quad (92)$$

La connaissance de la variance de  $\pi$  permet d'estimer (84) et la racine carrée qui fournit la vraie qualité de *market timing* du gérant.

Lee et Rahman (1990) veulent ignorer l'éventualité d'une corrélation négative entre la prévision et la réalisation. Battacharya et Pfleiderer estiment qu'une corrélation négative implique que le gérant a reçu une information qui a une valeur positive mais il a commis une erreur dans l'utilisation de cette information. Un autre gérant aurait intérêt à prendre une position opposée à celle du gestionnaire qui est médiocre utilisateur. Lee et Rahman pensent qu'il peut exister un gérant avec une information ayant de la valeur mais agissant de manière déraisonnable.

Voilà pourquoi Bhattacharya et Pfleiderer utilisent des valeurs absolues pour estimer leurs paramètres ce qui entraîne mécaniquement une mesure positive de *market timing*.

Après Coggin *et al* (1993), Volkman (1999) s'en étonne puisqu'un gérant n'ayant aucune capacité de *market timing* peut obtenir une valeur positive significative en raison de l'utilisation des valeurs absolues. Il propose de donner à la mesure le signe de  $\theta\phi$  de l'équation (85).

## **8 les modèles multi facteurs et conditionnels**

La recherche des données économétriques susceptibles d'expliquer les mouvements de marché et, partant, les anticipations des gérants de portefeuille font l'objet de recherches durant les années 80.

Dybvig et Ross (1985a) traitent de l'asymétrie d'information reçue par l'agent informé mais subie par l'agent naïf. Ce modèle nécessite la connaissance des informations et leur traduction sur les portefeuilles par les gérants pour pouvoir être utile et interprétable.

Après Jegadeesh et Titman (1993), Carhart (1997) ajoute aux données économétriques un effet *momentum* comme si la vitesse acquise par les performances autorise une forme de persistance. Les facteurs explicatifs de la performance sont les suivants :

- choisir des valeurs ayant un bêta élevé plutôt qu'un bêta faible
- choisir les petites capitalisations<sup>7</sup> plutôt que les grandes<sup>8</sup>
- choisir les titres sous évalués plutôt que des valeurs de croissance
- choisir des titres exhibant une rentabilité anormale élevée (c'est l'effet *momentum*) car celle-ci perdure un certain temps

Gruber (1996) propose d'autres données et un modèle multi factoriel :

$$R_{pt} - R_f = \alpha_p + \beta (R_{mt} - R_f) + \beta (R_{sct} - R_{lct}) + \beta (R_{vt} - R_{rt}) + \beta (R_{opt} - R_{et}) + \varepsilon_{pt} \quad (93)$$

Avec :

$R_{pt}$  la rentabilité du portefeuille géré à l'instant t

$R_f$  le taux sans risque

$\alpha_p$  l'ordonnée à l'origine de la régression mesure de la sélectivité

$\beta$  Le risque systématique des différents facteurs

---

<sup>7</sup> les *Small caps* de la littérature anglo-saxonne, ce terme est aussi utilisé dans la littérature française

<sup>8</sup> En période de crise, les petites capitalisations font l'objet de moins d'échanges que les valeurs liquides des marchés principaux, voir par exemple Odean (1999) pour une illustration

$R_{mt}-R_f$  la rentabilité du facteur de marché en excès du taux sans risque à l'instant t

$R_{sct}-R_{lct}$  la rentabilité du facteur petites capitalisations moins grandes capitalisations à l'instant t

$R_{vt}-R_{rt}$  la rentabilité du facteur valeurs de rendement contre valeurs de croissance à l'instant t

$R_{opt}-R_{et}$  la rentabilité des obligations du secteur privé au regard de la rentabilité des emprunts d'état à l'instant t

$\varepsilon$  le résidu de la régression

Existent également des modèles tri-indiciels comme celui d'Elton *et al* (1993) qui pondère le S & P 500 avec les valeurs de l'indice Russel non incluses dans le premier, le troisième indice est obligataire.

Ferson et Schadt (1996) proposent un modèle de mesure conditionnelle de performance. Ils trouvent en effet que la covariance du modèle inconditionnel est sujette à des biais en raison notamment de la méconnaissance de la part des agents non informés de la réelle rentabilité espérée en t+1 de la part des agents informés. Le modèle se présente comme suit :

Il est supposé que le marché et les opérateurs réagissent à un certain nombre d'informations Z. Les bêtas des portefeuilles activement gérés réagissent à ces informations :

$$\beta_p(Z_t) = b_{0p} + B'_p Z_t \quad (94)$$

Avec

$Z_t$  le vecteur des déviations à l'instant t

$B'_p$  est le vecteur de même dimension que Z qui mesure la sensibilité du portefeuille p aux déviations de Z

$b_0$  est interprété comme le bêta moyen quand toutes les variables sont à leur valeur moyenne.

La rentabilité du portefeuille s'écrit alors:

$$R_{pt+1} = \alpha_p + b_{0p} R_{bt+1} + B'_p (Z_t R_{bt+1}) + \varepsilon_{pt+1} \quad (95)$$

Si les bêtas suivent une dynamique liée aux informations, les déséquilibres passagers existent et les alphas ont une valeur nulle à l'équilibre et non nulle en cas d'anomalie.

Ils prennent une illustration simple qui permet de justifier leur mesure conditionnelle tout en soulignant les doutes quant à la validité du choix des données qui influencent le marché. Dans une étude empirique, Christopherson *et alii* (1998) utilisent ce modèle en le conditionnant à une recherche de facteurs via une technique de *data mining* sur laquelle ils restent peu disert, nous en déduisons que le vecteur Z des facteurs conditionnant les mesures est ajusté suivant les circonstances mais reste entaché par l'absence d'exhaustivité soulignée par Admati.

Becker *et alii* (1999) essaient de déterminer la part de *market timing* due à l'efficience semi-forte et celle qui est consécutive à une information privée.

Ils imaginent un gérant qui maximise une information privée dans un cadre mono périodique en estimant la rentabilité au-delà du taux sans risque.

$$S_t = \frac{K[R_{m,t+1} - E(R_{m,t+1}|Z_t)]}{[\sigma_m(1-R^2)]^{1/2}} + \varepsilon_t \quad (96)$$

Avec

$S_t$  le signal reçu à l'instant t

$Z_t$  le vecteur des informations publiques disponibles

K le facteur qualitatif du signal privé

$\sigma_m$  l'écart type du marché m

$R^2$  le coefficient de détermination de la régression de la rentabilité du marché au regard des informations publiques disponibles.

Pour interpréter K, il faut procéder à l'analyse de la corrélation entre S et la régression de la rentabilité du marché conditionnée par l'information publique.

La connaissance du paramètre d'information privée permet de donner un poids optimal à l'actif objet de l'information privée car pondéré suivant l'espérance de rentabilité :

$$x = h + \gamma^{-1} \frac{E(R_{mt+1}|Z_t, S_t)}{\text{Var}(R_{mt+1}|Z_t, S_t)} \quad (97)$$

Avec

$\gamma$  la mesure d'aversion pour le risque de Rubinstein (1973) qui est ici un paramètre fixe

$h$  dont la valeur est comprise entre 0 et 1. Il s'agit d'un paramètre de préférence qui sert à établir un *benchmark*. Cette référence est une combinaison de la rentabilité du marché et du taux sans risque. Si  $h=1$ , cela signifie que le gérant prend le risque de *market timing* en estimant que la rentabilité des actifs du portefeuille sera supérieure à celle du marché. Si  $h=0$ , cela signifie que le gérant a investi l'intégralité du portefeuille en actif sans risque.

En général les auteurs estiment que les gérants composent des portefeuilles conservateurs dans le sens qu'ils sont assez marqués par l'aversion pour le risque. La deuxième problématique soulevée par cette mesure après l'élaboration d'une grille de valeur de  $h$  provient du fait que si les signaux publics et privés suivent une loi normale, le terme d'erreur, résidu de l'action de *market timing* ne l'est pas. L'estimation du modèle par la méthode du maximum de vraisemblance est alors inappropriée.

L'estimation de l'information publique  $Z$  est estimée par une pente  $\delta$ ,  $\delta_0$  est la valeur à l'origine de la pente. Il est alors possible d'écrire le système de moments suivant :

$$\begin{aligned} R_{t+1} &= R_{mt+1} - R_{mt} \\ \sigma_{t+1}^2 &= \sigma_m^2 - (R_{t+1})^2 \\ R_{t+1}|Z &= [R_{mt+1} - \delta_0 - \delta Z_t] (1, Z_t) \\ \sigma^2(R_{t+1}|Z) &= R^2 \sigma_m^2 - (R_{mt} - \delta_0 - \delta Z_t)^2 \\ R_{pt+1} &= (R_{pt+1} - \alpha_p - (h + Q_1 \delta_0) R_{mt+1} - Q_1 (\delta Z_t R_{mt+1}) - Q_2 R_{mt+1}^2) (1, Z_t, R_{mt+1}, R_{mt+1}^2) \end{aligned} \quad (98)$$

Dans ce système, les quatre premières équations déterminent la moyenne inconditionnelle et les autres paramètres usuels. La cinquième identifie les

éléments spécifiques décrits ci-dessus. Les auteurs utilisent la méthode des moments généralisés de Hansen (1982) pour calculer leur valeur.

Nous présentons dans la partie consacrée aux résultats les conclusions de ces auteurs qui reconnaissent que : " *Les estimateurs de l'aversion pour le risque sont imprécis et le pouvoir explicatif des tests semble faible*".

Les modèles conditionnels se heurtent donc toujours à la définition a priori d'éléments d'analyse qui conduisent à des résultats peu robustes pour peu que les contraintes soient levées.

## **Conclusion**

L'apport de Treynor et Mazuy est essentiel quand il s'agit de mesurer la capacité d'un gérant à anticiper les mouvements de marché. Les auteurs dont nous citons les contributions essaient à la suite d'affiner la dynamique de gestion contenue dans la formule quadratique. La notion d'agressivité développée par Bhattacharya et Pfleiderer vient compléter l'aspect dynamique. La qualification de positive ou de contraire à la tendance de Coggin *et alii* et de Volkman constitue sans doute la dernière étape de développement de cette voie.

Les modèles multi facteurs et conditionnels sont intéressants dans leur conception puisqu'ils tentent de clarifier les causes des performances mais ils se heurtent à deux obstacles principaux : leur nombre et leur persistance dans le temps.

## Chapitre 4

### **La persistance de la performance**

#### **Introduction**

La sophistication des mesures de performance qui décomposent la part de celle-ci due à tel ou tel acteur ou tel ou tel facteur ne donne pas l'information qui intéresse l'investisseur final : est-ce qu'un bon gérant le reste longtemps ? Comme il n'y a pas de martingale qui permette à un agent non informé de battre le marché, est-ce qu'il est possible de confier son épargne en toute quiétude à un gérant professionnel dont le métier consiste à précéder les mouvements du marché et à choisir les titres les plus performants pour la période à venir ?

La tâche n'est pas simple, car, rappelons que les mesures sont réalisées *ex post* cela signifie que l'investisseur ne peut analyser que le comportement passé d'un gérant dans certaines circonstances de marché qui ne se reproduisent jamais à l'identique.



## **1 Le modèle de Goetzmann et Ibbotson**

La meilleure performance dégagée par un gérant est-elle le fait du hasard ou la conséquence d'une réelle habileté qui se répète dans le temps ? Goetzmann et Ibbotson (1994) proposent un modèle de conception simple qui tente de répondre à cette question.

La définition des performances anormales se limite à la moyenne et l'alpha de Jensen. Le problème du biais du survivant est négligé dans un premier temps en estimant que les contre performances sont éliminées au fil du temps et que sur une longue période, ne sont comparés que les survivants avec d'autres survivants.

Les auteurs présentent également une mesure séparant les gagnants et les perdants suivant le niveau de volatilité de la période précédente. En effet, le risque couru par l'investisseur qui achète la volatilité est de voir la performance s'effondrer et le portefeuille disparaître. La condition posée de la persistance devient alors cruciale. Une étude de Brown *et alii* (1992) réalisée à partir d'un échantillon de fonds disparus laisse à penser aux auteurs que le biais du survivant peut être important.

L'utilisation des rangs des différents portefeuilles est préférée à la comparaison par rapport à un *benchmark*. L'étude porte sur deux intervalles de temps : un et deux ans. Les portefeuilles se situant au-dessus de la médiane pendant la période précédente se retrouvent-ils dans le camp des gagnants au cours de la période suivante ?

Les auteurs reconnaissent que l'alpha de Jensen n'est pas indépendant du risque systématique, il est donc insuffisant pour expliquer le pouvoir prédictif d'une performance. Il est proposé un test pour s'assurer de la persistance à long terme de la performance : il suffit de rendre les classements aléatoires et non plus dépendants des mois successifs d'observation. Ainsi, la mesure est juste mais la relation temporelle est éliminée.

## **2 Le modèle de Grinblatt et Titman**

Les deux auteurs (1992) présentent un échantillon de 279 fonds reprenant plusieurs styles de gestion et affirment que le biais du survivant n'a qu'une influence négligeable sur les résultats qu'ils exposent.

La méthodologie consiste à :

- diviser l'échantillon observé sur une période de dix ans en deux sous-périodes de 5 ans,
- calculer les rentabilités anormales de chaque portefeuille pour chacune des deux sous périodes,
- régresser les rentabilités anormales de la première sous période sur celles de la deuxième.

Si la pente obtenue est statistiquement significative, l'hypothèse nulle d'absence de relation entre les rentabilités des deux sous périodes doit être rejetée. Cette méthode permet de calculer la rentabilité anormale attendue pour chaque unité de rentabilité anormale obtenue durant la période d'étalonnage.

## **3 Le modèle de Hendricks Patel et Zeckhauser**

Hendricks *et alii* prennent comme point de départ la relation d'efficience classique : à l'équilibre, la performance passée ne peut servir à prévoir celle du futur.

La décomposition de la rentabilité en excès du taux sans risque est la suivante :

$$R_{pt} = M_{t-1}(R_{pt}) + \varepsilon_{pt} \quad (99)$$

Avec

$M_{t-1}$  la rentabilité attendue conditionnée par l'information disponible en t-1

$\varepsilon_{pt}$  le résidu de la régression.

L'hypothèse de base est donc que  $\varepsilon$  a une valeur égale à 0, avec, comme alternative une valeur supérieure à 0 si le gérant possède des informations de qualité supérieure en violation de la notion d'efficience faible des marchés. La dernière alternative est d'avoir une valeur différente de 0 aux instants  $t$  ou entre les différents portefeuilles. Pour donner un sens statistique, il est nécessaire de spécifier une valeur pour la rentabilité attendue. Dans le modèle, les auteurs estiment que ce paramètre est constant pendant la période d'observation.

La sélection de 165 fonds sur la période 1974-1988 est concentrée sur les valeurs de croissance seulement afin que les résultats soient homogènes.

Pour minimiser le biais du survivant, le fonds est systématiquement écarté de l'échantillon s'il disparaît ou si l'objectif de gestion vient à être modifié. Dans ce cas, les observations s'arrêtent au trimestre qui précède le changement. De la sorte, il ne reste que 94 fonds en fin de période.

Différents *benchmarks* sont proposés mais n'apportent pas de différence significative dans la suite des investigations.

L'équation de base est la suivante :

$$R_{pt} - M_{t-1}(R_{pt}) = k_t + \sum_{j=1}^J \alpha_{jt} R_{pt-j} + u_{pt} \quad (100)$$

Avec

$K_t$  un modèle de marché multi varié

$t$  l'instant d'observation

$j$  chaque période d'observation

Dans cette deuxième égalité, la décomposition du terme d'erreur de la première a été opérée de telle sorte que l'hypothèse de base suppose que  $\alpha$  soit égal à 0. Lorsque ce premier passage a été effectué, comme il est constaté que les valeurs antérieures ont une valeur prédictive pour le trimestre suivant, les auteurs envisagent une deuxième étape qui consiste à tirer profit du phénomène de *hot hand*<sup>1</sup> en distribuant les fonds en octiles.

---

<sup>1</sup> En guise de traduction, nous proposons la capacité d'obtenir une meilleure performance au fil du temps.

Les auteurs précisent que le meilleur octile est celui qui obtient l'alpha de Jensen le plus élevé ou le taux sans risque moins l'alpha le plus négatif. Les portefeuilles les meilleurs sont achetés et les plus mauvais sont vendus à découvert.

Cette stratégie dite du "portefeuille maximal" est sans doute étonnante puisqu'il n'est pas possible en France de vendre les OPCVM à découvert. La corrélation des rangs de Spearman est utilisée comme test statistique<sup>2</sup>.

A la suite, les auteurs proposent un moyen de reconnaître la part attribuable à la sélectivité ou au *market timing* dans la mesure de performance. Mais le biais soulevé au paragraphe précédent est tel qu'il ne paraît pas opportun d'exposer la méthode.

L'apport de ces auteurs n'en demeure pas moins intéressant car ils précisent que l'effet de persistance de la performance varie au fil du temps et que le raccourcissement des périodes d'observation contient une information valorisable.

#### **4 L'analyse de Bauman et Miller**

Ces auteurs(1994) reprennent une partie du raisonnement de Cheney et Veit (*cf. supra*) et partent du principe que les investisseurs entrent dans le marché pour le long terme en espérant que les risques qu'ils prennent continueront de leur rapporter plus que le taux sans risque. De ce point de vue, ils sont moins sensibles à la volatilité à court terme et suivent les préconisations de gestion des grands fonds de pension qui agissent à long terme.

Ils estiment que l'analyse fondamentale accorde d'ailleurs moins d'importance

---

<sup>2</sup> Il convient de noter ici que les auteurs opèrent un raccourci de pensée dans la note 13 en bas de page 105 puisqu'ils estiment que l'action de *market timing* engagée éventuellement par un gérant vient modifier la portée et la signification du test. Ils s'appuient sur des études de Grinblatt et Titman (1989a et 1989b) pour confirmer que " *en pratique, heureusement, les possibilités théoriques de variation des bêtas au fil du temps ne semblent pas être un sujet de préoccupation dans le cadre des fonds mutuels* ". Nous ne pouvons partager ce raccourci étant entendu que l'exposition au risque systématique d'un portefeuille est tout aussi fondamentale qu'un bon choix de valeurs subséquent.

au court terme mais concentre davantage son attention à l'évolution à long terme des rentabilités attendues. Il est alors logique de penser que la mesure de performance ne doit pas se concentrer sur des phénomènes passagers de sur réaction qui ne manquent pas de se produire dans les phases de hausse ou de baisse du marché, mais de regarder comment se comporte la rentabilité dans les cycles longs. De même, il est intéressant de voir si la politique de gestion des gérants reste constante dans le temps.

La méthodologie consiste à

- déterminer les cycles du marché : les auteurs prennent les pics atteints par l'indice le plus représentatif : le S & P 500
- segmenter en quartiles les portefeuilles et à les classer par rang de performance
- observer si les rangs sont constants dans le temps. Si tel est le cas, il est alors prouvé que les gérants sont capables de conserver une stratégie de long terme qui est rémunératrice.
- classer ensuite les portefeuilles par rang de risque en utilisant les ratios de Treynor et de Sharpe
- observer si les rangs sont constants au travers des cycles de marché, de la sorte, l'investisseur est rassuré non seulement sur le niveau de performance, mais encore sur le niveau de risque couru durant la période de placement.
- calculer les ratios de Treynor et de Sharpe pour chaque cycle et regarder s'il existe une corrélation positive ou négative avec les rentabilités de la période de cycle observée (la théorie estime que la corrélation est positive)
- après avoir classé les portefeuilles en quartiles, vérifier si un niveau de risque est annonciateur du même niveau de performance quelque soit la période passée sous revue.

Cette méthode est sans doute rustique mais elle met en valeur le comportement des outils usuels nés de la théorie face à la réalité des résultats en s'accommodant des rentabilités négatives inférieures au taux sans risque. De ce point de vue, le fait de trouver que les rentabilités sont prédictives des rentabilités futures plus que ne le sont les ratios de risque peut étonner mais valide les travaux de Brown et Warner (1980) qui soulignent l'importance de la moyenne comme instrument de mesure.

## **5 L'étude de Elton Gruber et Blake**

La méthodologie employée par ces auteurs (1996) est une réponse à la question : pourquoi sélectionner un fonds de gestion active alors qu'il est prouvé qu'en moyenne, cette gestion ne dépasse pas l'indice et qu'il existe par ailleurs des fonds indiciels qui sont d'un coût d'accès peu élevé ?

Brown *et alii* (1992) et Malkiel (1995) ont montré que le biais du survivant pouvait avoir une importance significative dans la mesure de performance. Les travaux de Hendricks *et alii* (1993) décèlent un phénomène de persistance de performance. Les auteurs insistent donc sur l'étude du caractère prédictif des rentabilités passées en remarquant certaines faiblesses des études précédentes. *" Par exemple, régresser les rentabilités d'un portefeuille sur celles d'un échantillon composé des meilleurs fonds ou mesurer la différence qui existe entre l'échantillon des meilleurs et des médiocres n'est pas satisfaisant. En effet, les caractéristiques des références choisies sont modifiées au fil du temps : durant une période, les petites capitalisations performant mieux, durant une autre, ce sont les valeurs sous-évaluées...Dans ces conditions, la sensibilité du portefeuille mesuré est instable et les estimations sont dénuées de sens "*.

Le choix de l'échantillon de 188 fonds observés entre 1977 et 1993 n'est pas affecté du biais du survivant car les auteurs ont obtenu les informations nécessaires au calcul des rentabilités par les organismes de gestion eux-mêmes qu'il s'agisse de fonds ayant fusionné ou cessé leur activité.

Les auteurs emploient un modèle quadri indiciel qui comprend le S & P 500, un indice obligataire, un indice de taille puisque la taille de l'entreprise cotée (et donc la liquidité du titre) a une influence sur la rentabilité et la volatilité, un indice de valeurs sous évaluées et surévaluées.

Le modèle s'écrit :

$$R_{pt} = \alpha_{pt} + \beta_{pspt} R_{spt} + \beta_{pslt} R_{slt} + \beta_{pgvt} R_{gvt} + \beta_{pbt} R_{bt} + \varepsilon_{pt} \quad (101)$$

Avec

$R_{pt}$  la rentabilité du portefeuille en excès du taux sans risque pour le mois  $t$  (dans cette étude, le taux sans risque est celui des t bills à un mois)

$\alpha_{pt}$  l'ordonnée à l'origine de la régression qui mesure le risque spécifique du portefeuille pour chaque mois d'observation

$\beta_{pt}$  le risque systématique du portefeuille rapporté au marché pour les quatre facteurs successifs avec dans l'ordre de gauche à droite : l'indice S & P 500, la différence de rentabilité entre les petites capitalisations et les grandes, la différence de rentabilité entre les titres réputés sous évalués et sur évalués<sup>3</sup> et enfin un indice obligataire.

$\varepsilon$  est le terme d'erreur résiduelle.

Les auteurs définissent ensuite une période d'observation ou d'apprentissage qui est suivie de la période d'observation des résultats à proprement parler. Deux durées de périodes d'apprentissage sont retenues : 1 et 3 ans. L'exemple qui est donné (p 138) laisse à penser que les calculs sont réalisés sur les années civiles.

Les portefeuilles sont classés en déciles et le premier travail consiste à savoir si le classement de la période d'apprentissage est encore d'actualité au fil du temps. Les auteurs affinent ce constat en éliminant dans un tri parallèle les fonds pour lesquels le coefficient de détermination est inférieur à 0.80 en arguant que celui-ci pourrait provenir d'un effet de *market timing* ou de mauvaise diversification. Nous ajoutons à ces deux points un troisième argument : il peut aussi s'agir d'une déviation de l'objectif fixé à l'origine. Une autre mesure est effectuée en excluant les fonds qui ont les dépenses les plus

---

<sup>3</sup> Prudential Bache fournit les bases des indices *small/large* ou petites capitalisations /grandes et *growth/value* ou valeurs sous évaluées/valeurs surévaluées. Les chiffres retenus s'entendent en excès du taux sans risque. L'indice petites/grandes est le résultat de la moyenne des index des petites capitalisations sous et surévaluées moins la moyenne des index des grandes capitalisations sous et surévaluées. L'indice des titres sur et sous évalués est le résultat de la moyenne des indices des grandes moyennes et petites capitalisations. Les auteurs attirent l'attention sur le fait qu'il ne faut pas déduire deux fois le taux sans risque puisque leurs indices ainsi calculés tiennent déjà compte de ce paramètre.

élevées afin de savoir si cet effet est isolé ou s'il cache en fait de médiocres performances.

La deuxième question concerne le pouvoir prédictif car exhiber un classement constant est une chose, mais déterminer la rentabilité future en est une autre. Il convient pour ce faire de mesurer les différences entre les performances des portefeuilles du décile le plus élevé et celles du décile le plus faible et de voir si sur la durée, la différence reste significative, ce qui répond en partie à la critique formulée ci-dessus par les auteurs jugeant inadaptées les mesures de performance existant à l'époque.

La troisième mesure est sans doute plus novatrice puisque, pour les deux premières, les poids des investissements dans les portefeuilles figurant dans les déciles considérés sont équivalents.

Une formule d'optimisation des poids est proposée :

$$X_p = \frac{(\alpha_p / \sigma_{\varepsilon p}^2)}{\sum_p (\alpha_p / \sigma_{\varepsilon p}^2)} \quad (102)$$

Avec

$X_p$  le poids optimal à placer dans le portefeuille

$\alpha_p$  le risque spécifique du portefeuille

$\sigma_{\varepsilon p}^2$  la variance du terme résiduel  $\varepsilon$  de l'équation [101]

Il s'agit d'une généralisation de la formule de Treynor et Black (1973) reprise par Elton et Gruber (1992). Dans ce cas, l'élimination des fonds ayant un coefficient de détermination modeste n'amène pas de modification dans les résultats puisque le poids optimal est diminué par un dénominateur plus imposant.

## **6 L'analyse de Jain et Wu**

Jain et Wu (2000) observent les messages publicitaires parus dans la presse et notamment dans *Barron's* afin de savoir si les *mutual funds* qui battent leur *benchmark* avant la publication persistent dans la même voie après de telle



sorte que les investisseurs soient capables de choisir les gérants les plus habiles. Brown *et alii* (1992) constatent qu'il existe une continuité dans le maintien des mauvaises performances, et que faire de la publicité sur les bonnes performances a un contenu informatif trivial : avoir une bonne performance signifie que celle-ci n'est pas parmi les plus mauvaises ! Blake *et alii* (1993) constatent que les frais engagés par les fonds obligataires ont une influence directe sur leur performance qui diminue d'autant.

L'étude de Jain et Wu vient après la recommandation de la SEC du 12 Juillet 1994 sur la publicité des performances<sup>4</sup>, le commentaire du *Wall Street Journal* paru le lendemain soulignait qu'il serait dorénavant plus difficile de tromper les investisseurs.

La méthodologie employée propose de comparer la performance à 4 *benchmarks* :

- le premier est constitué par l'ensemble des portefeuilles de la même catégorie ; dans l'esprit des auteurs, il s'agit d'une mesure conservatoire puisqu'il est admis dans la littérature que la moyenne des fonds ne dépasse pas la référence constitué par le S & P 500.
- le S & P 500 est le deuxième *benchmark*
- l'alpha de Jensen est le troisième
- le quatrième est le modèle multi factoriel de Carhart (1997)

En termes de vérification statistique, les auteurs qui travaillent sur un échantillon de 294 fonds ne constatent pas de différence entre le modèle univarié et le modèle de Carhart.

## Conclusion

---

<sup>4</sup> Ce 12 juillet 1994 La SEC dans sa note 94-60 approuve les propositions de la National Association of Securities Dealers sur la conduite à tenir en matière de publicité (la NASD suit elle-même les règles proposées par L'Investment Company Institute). Auparavant, certains abus étaient commis en matière de classement des fonds. Il est alors demandé d'indiquer le classement sur 1,5 et 10 ans si le fonds existe depuis suffisamment longtemps. De plus, la période d'observation doit se terminer obligatoirement en fin de trimestre civil et non à la date la plus propice pour améliorer la performance.

Les investisseurs cherchent à savoir si un bon gérant le reste au fil du temps. En reprenant les réflexions menées dans la première partie sur les motivations de création des nouveaux portefeuilles, il est possible d'en douter. Les méthodes proposées ci-dessus présentent toutes un intérêt ; elles sont complémentaires en apportant un éclairage différent à la notion de persistance.

Nous estimons que Elton *et alii* apportent une dimension supplémentaire intéressante.

En effet, la diversification des investissements à réaliser par l'épargnant est envisagée en tenant compte de la régularité de la performance des meilleurs comme pondération.

Il s'agit d'une précaution complémentaire issue de la théorie financière qui permet de prendre en compte l'aversion pour le risque de l'investisseur.

## Chapitre 5

### Les études empiriques

#### Introduction<sup>1</sup>

Dans la première partie, nous avons passé en revue les fondements théoriques qui servent de cadre à la mesure de performance. Nous avons ensuite détaillé les principales mesures qui servent de base aux études empiriques existantes.

S'il ne s'agit pas de citer toutes les études parues à ce jour, nous nous proposons de retenir les résultats qui ont marqué la recherche sur les mesures de performance en insistant davantage sur les parutions de ces deux dernières années.

Nous abordons tout d'abord la différence existant entre deux types de *Mutual Funds* : Il existe une différence entre les *Closed-end funds* et *Open-end funds*. Les *mutual Open-end funds* ont une rentabilité arrêtée à partir de leurs valeurs d'actifs, ils ressemblent en cela à nos OPCVM.

---

<sup>1</sup> En annexe 3 nous avons reporté les tableaux essentiels de contributions des auteurs cités dans ce chapitre. Cette annexe complète les travaux récents de Grandin (1998) et Bergeruc (1999)

Les *Closed-end funds* ont une valorisation basée sur les valeurs d'actifs majorée ou minorée selon le cas d'une prime. Cette pratique n'existe pas pour l'heure en France. La valorisation est à rapprocher des holdings.

Les deux types de portefeuilles obéissent à des logiques différentes et ne peuvent être comparés directement. Notre étude est à comparer à la gestion des *mutual Open-end funds*

## **1 Les études de référence**

### **1-1 Sharpe (1966)**

Applique le calcul de son ratio à un échantillon de 34 *mutual funds*. La période sous revue s'étend de 1954 à 1963. Le pas d'observation est annuel. Le ratio minimum est de 0.43, le maximum de 0.78, la moyenne est de 0.63 alors que la moyenne du Dow Jones, choisi comme indice de référence est de 0.68. Seuls 11 fonds sur 34 réalisent une meilleure performance que le *benchmark*.

Le choix du Dow Jones Industrial Average comme indice est discutable en raison des caractéristiques de l'indice.

L'auteur constate aussi que les portefeuilles performants suivant son ratio sont ceux qui ont le niveau de frais le plus faible ; il en conclut qu'une partie des frais engagés l'est en pure perte.

### **1-2 Treynor et Mazuy (1966)**

Appliquent leur mesure à 57 fonds avec comme période d'observation 1953-1962, le pas de mesure est annuel. Ils ne trouvent pas d'habileté en matière de *market timing* avec une seule exception. Tout comme dans l'étude de Sharpe, le pas annuel est sans doute trop long pour coller au concept de gestion active. De plus, la procédure de test employée par l'auteur sera critiquée puisqu'elle n'envisage que des fonds pris individuellement sans se poser la question du comportement de l'ensemble de l'échantillon.

### **1-3 Jensen (1968)**

Réalise une étude empirique sur 59 fonds avec une période d'observation s'étalant de 1955 à 1964 et 56 fonds de 1945 à 1964, le pas est annuel. La valeur de l'alpha est en moyenne de  $-0.011$  avec les bornes minimale de  $-0.08$  et maximale de  $0.058$ .

### **1-4 Mac Donald (1974)**

Passe sous revue 123 fonds en utilisant les mesures de Sharpe, Treynor et Jensen en comblant la critique du pas annuel puisque l'étude qui s'étend de 1960 à 1969 est réalisée à partir des valeurs liquidatives mensuelles. Il tient également compte des remarques faites à propos du caractère arithmétique de l'indice Dow Jones en utilisant un indice équipondéré. La majorité des fonds sous performe le marché. Mais le constat global n'est pas tranché nettement.

En effet, il examine également la relation entre le risque et les objectifs affichés *ex ante* par les fonds et constate qu'en moyenne les fonds répondent au souci d'une prise de risque conforme à la rentabilité affichée *ex post*.

## **2 Les études privilégiant la capacité de sélectivité**

L'alpha de Jensen sert à mesurer la capacité des gérants à choisir les titres sous-évalués de telle sorte que le portefeuille puisse profiter d'une anomalie supposée passagère si la stabilité des bêtas est respectée, ce qui suppose que l'entreprise ne modifie pas négativement ses paramètres de gestion. De ce point de vue, Grossman et Stiglitz (1980) analysent les rentabilités des fonds durant les années 70, ils trouvent des  $\alpha$  positifs et saluent l'efficacité des marchés en constatant que les coûts d'information sont couverts.

## 2-1 Grinblatt et Titman (1989)

Nous avons développé dans le chapitre 3<sup>2</sup> l'apport méthodologique de ces auteurs qui effectuent une mesure empirique. Ils étudient un échantillon de 274 fonds durant la période 1974-1984 sur une base trimestrielle. Les classes de valeurs sont connues et la conclusion d'une performance supérieure peut exister surtout pour le style "croissance agressive" et "croissance". De même, les fonds de plus petite taille surperforment.

## 2-2 Malkiel (1995)

Utilise comme taux sans risque celui des Treasury Bills à trois mois. Pour la période 1971-1991, il trouve, frais inclus, une moyenne des  $\alpha$  de -0.06 avec un t statistique de -0.21 qui ne permet pas de dire qu'ils soient différents de zéro. Plus précisément, sur 239 fonds, 23 ont un  $\alpha$  positif et 26 négatif statistiquement significatif. Que le Benchmark utilisé soit le S&P 500 ou le Wilshire 5000 ne modifie pas sensiblement le résultat.

Les années 1980 offrent un bilan assez différent. Le marché des petites capitalisations évolue moins bien que celui des plus grandes au point que le Wilshire 5000 duquel Malkiel enlève les 500 valeurs du S&P donne une rentabilité moyenne annuelle de 2.5% inférieure à celle du S & P 500. Les  $\alpha$  sont négatifs face aux deux indices avec des valeurs significatives des t statistiques. Les frais viennent aggraver la situation. Et Malkiel de conclure tout comme Jensen (1968) que les gérants ne sont pas capables de battre le marché.

La stabilité des bêtas est également testée pour les années 70 et 80. Le résultat est sensiblement le même alors que les rentabilités ne sont pas équivalentes. Ainsi, le caractère prédictif des bêtas pour présumer de la rentabilité future est inexistant et les gérants ne font pas preuve de capacité de *market timing*.

Autre conséquence, la mesure de persistance de performance donne des résultats prometteurs durant les années 70 avec les gagnants qui restent gagnants et les perdants de même. Le constat des années 80 ne donne

---

<sup>2</sup> p124

pas de résultat statistiquement significatif. Ainsi, une stratégie d'achat des dix premiers fonds gagnants révisée chaque année permet de gagner 4.54% en excès du S & P 500 de 1973 à 1977, 14,44% de 1978 à 1981, mais 0.16% de 1982 à 1986 et -0.7% de 1987 à 1991, cette dernière période ayant été difficile sur les marchés. Une modification de la phase de révision ne modifie pas le résultat.

Un coup de griffe est adressé au magazine *Forbes* dont les «*Honor Roll*» s'avèrent peu capables de renseigner efficacement les investisseurs puisque la rémunération en excès de l'indice est de 3.35% entre 1975 et 1982 pour sombrer à -5.97% de 1983 à 1990.

Cet auteur traite par ailleurs de l'incidence du biais du survivant (*cf supra*) en estimant que celui-ci est important.

### **3 Les études privilégiant le *market timing***

#### **3-1 Veit et Cheney (1982)**

Suivant leur procédure (*cf supra*) sur un échantillon de 74 *mutual funds* aux divers styles de gestion. Les rentabilités annuelles sont observées de 1944 à 1978 sauf pour 35 d'entre eux qui n'existent pas sur l'entièreté de la période. Les auteurs assurent qu'au moins douze observations portant sur la période 1967-1978 sont analysées. La référence est le S & P 500. Les auteurs répondent à la critique de l'évaluation annuelle par le fait qu'ils préfèrent la longueur de la période d'observation divisée en 12 sous périodes, l'utilisation d'observations mensuelles leur pose d'autres problèmes comme la fréquence des ajustements de portefeuille...

La durée moyenne d'un cycle est de 35 mois.

Le bêta moyen des périodes de hausse : 0.924 est légèrement supérieur à celui des périodes de baisse : 0.889 cette différence est statistiquement non significative. L'alpha moyen est également non significatif. Dans le détail, fonds par fonds et cycle par cycle, les alphas sont très rarement significatifs : 4 dans le meilleur des cas alors que les bêtas sont le plus souvent significatifs.

Au total, il n'y a donc pas d'habileté démontrée ni en sélectivité, ni en *market timing*.

### **3-2 Connor et Korajczyk (1991)**

Prennent leur modèle basé sur la théorie de l'APT à l'équilibre et analysent 130 fonds de 1968 à 1982. Les bêtas sont transformés en variables économiques comme l'inflation, le risque de défaillance d'entreprise, le niveau de PNB. Ils soulignent le problème du caractère indéterminé des variables et parlent à ce propos de facteurs tournants qui ne permettent pas de donner aux bêtas une valeur significative puisque le choix des variables économiques effectué arbitrairement vient modifier les valeurs. Nous retrouvons la remarque faite par Admati (*cf supra*) sur le nombre incommensurable de variables susceptibles d'influencer les résultats. Ils emploient alors le modèle de Chen *et alii* (1986) à 5 facteurs : la courbe des taux, la prime de risque payée pour les obligations pourries, le taux de chômage, l'inflation, et le facteur de marché résiduel.

Le résultat est l'absence de capacité de sélectivité.

### **3-3 Becker, Ferson, Myers et Schill (1999)**

A la suite des travaux de Ferson et Schadt (1996), ces auteurs essaient de déterminer la qualité de l'information privée des gérants allant au-delà du traitement de l'information publique. Le modèle est présenté dans le paragraphe 8 du chapitre précédent<sup>3</sup> consacré aux modèles conditionnels. L'échantillon de 303 fonds qui contiennent moins de 20% des avoirs en valeurs étrangères et plus de 80% des avoirs en actions est observé mensuellement entre janvier 1976 et décembre 1994. Cet échantillon souffre du biais du survivant.

Les fonds sont triés suivant les objectifs et les styles de gestion et des portefeuilles équipondérés sont formés à l'aide de ce tri.

Le premier résultat concerne la rentabilité des fonds de valeurs de

---

<sup>3</sup> p 150



croissance qui n'est pas réellement différente de la rentabilité dégagée par les fonds consacrés aux grosses capitalisations et aux valeurs ayant des ratios de bénéfice par action élevés. Ce constat contredit notamment Fama et French (1992). L'explication avancée ici est le niveau des frais engagés par les fonds de grosses capitalisations d'un montant supérieur aux frais engagés par les fonds de valeurs de croissance en contradiction avec l'étude de Indro *et alii* (1999).

Les informations publiques utilisées pour créer le modèle sont les suivantes :

- différence entre le taux des T-Bills à un mois relevé le mois précédent et celui de la moyenne mobile des douze derniers mois.
- le dernier ratio connu des dividendes sur le prix des titres.
- la différence de rentabilité entre le taux des obligations à un an et celui des obligations à quatre ans.
- l'effet janvier est traité.

Sur cette base, les auteurs trouvent des valeurs d'aversion pour le risque négatives qu'ils reconnaissent comme étant en contradiction avec l'aversion habituellement constatée chez les gérants.

Les résultats en matière de *market timing* sont modestes. Les auteurs analysent alors un modèle inconditionnel pour trouver le même résultat que dans les études portant sur ce sujet : les gérants ne montrent pas une habileté particulière à anticiper les mouvements du marché. Comme, dans le même temps, les auteurs trouvent des alphas positifs, ils rappellent les travaux de Grant (1977) et de Coggin *et alii* (1993) pour admettre qu'il existe sans doute des erreurs de spécification.

Un autre test est mené sur un échantillon de portefeuilles mixtes ce qui amène un meilleur pouvoir d'explication compte tenu des paramètres du modèle qui privilégient la courbe des taux. Toutefois, les résultats ne sont pas tels qu'ils remettent en cause la description faite ci-dessus.

### **3-4 Volkman (1999)**

Géné par le fait que la mesure de Battacharya et Pfleiderer (*cf supra*) est par essence positive quand bien même le gérant n'aurait aucune habileté

à anticiper les mouvements de marché, propose d'affecter un signe qui suit celui du ratio de Treynor et Mazuy calculé en amont du  $\rho$ .

332 fonds sont observés sur une durée de 10 ans de 1980 à 1990 y compris donc le passage au travers du krach de 1987. Les calculs sont effectués hors frais d'entrée et de sortie. Seuls 11.4% des fonds montrent une capacité d'anticipation alors que la plupart ont un résultat négatif significatif. Dans le même temps, la mesure de sélectivité n'est pas significative pour exposer une conclusion. La corrélation entre les deux mesures est négative, seuls 8 fonds sur 332 sont capables de réaliser une performance positive sur les deux plans. L'auteur analyse ensuite l'incidence de quelques facteurs. Il trouve que les frais viennent pénaliser les performances et incitent les gérants à mettre en œuvre une gestion active sans doute plus risquée. L'effet taille améliore légèrement la capacité de sélection des valeurs.

Une observation plus fine des périodes précédant et suivant le krach de 1987 conduit à l'observation d'une meilleure capacité de sélectivité avant le krach mais à une médiocre capacité d'anticipation. Les modifications de classement au cours des périodes successives montrent que les gérants ont réagi différemment au cours de cette période mouvementée.

#### **4 Les études portant à la fois sur la sélectivité et le *market timing***

##### **4-1 Kon et Jen (1979)**

Cherchent à savoir si les gérants essaient d'anticiper les mouvements du marché en observant la stationnarité du risque des portefeuilles. Ils vérifient également la politique de sélection des titres. Ils utilisent la théorie du MEDAF et un modèle à deux facteurs de Black. Un échantillon de 49 fonds sur la période 1960-1971 sert de base de données. Comme ils trouvent des bêtas successifs différents les uns des autres pour 37 d'entre eux, ils concluent à l'existence d'une gestion active en la matière. De plus, les performances sont supérieures à celles du marché; les auteurs attribuent ce phénomène au fait que le bêta de l'échantillon est

inférieur à 1. Au total, ces constats positifs sont obérés lorsque les frais sont intégrés puisque les portefeuilles ont une performance comparable à celle du marché.

#### **4-2 Kon (1983)**

Prend un échantillon de 37 fonds sur une la période 1960-1976 avec 14 d'entre eux qui dégagent une bonne performance en *market timing*. Cette étude est toutefois sujette à caution puisque le facteur inhérent au marché fait partie du résultat (*cf supra*) et vient ainsi flatter la capacité des gérants. 23 fonds ont un alpha positif avec un niveau statistiquement significatif pour 5 d'entre eux. Alexander *et alii* (1986) rappellent les limites du modèle utilisé qui ne peut conclure qu'à l'existence d'une gestion active dans le domaine du *market timing* sans pouvoir donner le résultat positif ou négatif de cette stratégie.

#### **4-3 Henriksson (1984)**

Utilise la mesure réalisée en 1981 avec Merton et observe l'évolution de 116 fonds pour trouver des résultats de *market timing* significatifs dans 12 cas : 3 positifs et 9 négatifs, les alphas sont significativement positifs pour 11 des fonds et négatifs pour 8.

#### **4-4 Chang et Lewellen (1984)**

A partir d'un échantillon de 67 fonds, les auteurs ne trouvent pas de sens du *market timing* sauf dans 4 cas. Le même constat est réalisé à propos des qualités de sélectivité qui ne concernent que 5 portefeuilles. Par ailleurs, ils trouvent que la valeur de l'alpha est plus basse lorsque la notion de *timing* est ignorée.

En 1985, ils utilisent une autre procédure basée sur la théorie de l'APT et trouvent 2 fonds exhibant une sélectivité positive significative.

#### 4-5 Chen et Stockum (1986)

Utilisent une procédure de moments généralisés dite *generalized systematically varying parameter* afin d'étudier l'ensemble des qualités de gestion. Le modèle permet au bêta de ne pas être stationnaire en incluant une variable aléatoire. Cette variable s'écrit :

$$\beta_{pt} = \beta_p + \theta_p R_{mt} + \varepsilon_{pt} \quad (103)$$

Avec, comme premier membre la moyenne des bêtas qui sert de risque systématique cible en l'absence de *market timing*, les changements dus à la capacité d'anticipation sont formalisés par le thêta. Le terme d'erreur est équivalent à l'alpha de Jensen.

Comme les valeurs qui composent le portefeuille ont un bêta qui évolue en raison des mouvements de marché, en l'absence de recombinaison il convient de développer (103) de la manière suivante :

$$R_{pt} = \alpha_{pt} + \beta_p R_{mt} + \theta_p R_{mt}^2 + w_{pt} \quad (104)$$

Avec le dernier membre de droite comme résidu non capté par la moyenne. Cette formule ressemble dans sa conception à celle de Treynor et Mazuy (1966), le thêta est révélateur de la capacité de *market timing*. La variance du résidu mesure la non-stationnarité du bêta.

L'échantillon de 43 fonds mesurés trimestriellement laisse apparaître une minorité d'entre eux avec des qualités significatives alors que 14% de l'échantillon est significativement négatif en termes de *market timing*.

#### 4-6 Lehman et Modest (1987)

Etudient les rentabilités mensuelles de 130 fonds sur la période janvier 1968-Décembre 1982. Ils trouvent des valeurs significatives en *market timing* et en sélectivité. Leur méthode consiste à appliquer la mesure de Treynor et Mazuy à des facteurs retenus dans le cadre de l'APT.

#### **4-7 Lee et Rahman (1990)**

Appliquent la procédure de Bhattacharya et Pfleiderer (*cf supra*) à l'échantillon de 93 fonds observés mensuellement entre janvier 1977 et mars 1984. Les fonds ont différents styles de gestion. L'indice S & P 500 sert de référence. Ils trouvent une capacité significative de sélectivité pour 24 fonds, 16 fonds ont un  $\rho$  significatif laissant à penser qu'il existe une capacité de *market timing*. La corrélation entre les deux mesures est de 0.47 : "Cela signifie que les fonds ne démontrent pas un degré de spécialisation en termes d'habileté de prévision. Dix fonds exhibent à la fois une habileté en sélectivité et en *market timing*".

#### **4-8 Chen, Lee, Rahman et Chan (1992)**

Outre la sélectivité et le *market timing*, ces auteurs approfondissent les travaux de Mac Donald (*supra*) à l'aide d'un échantillon de 93 fonds observés mensuellement entre janvier 1977 et mars 1984. Les fonds ont différents styles de gestion. L'indice S & P 500 sert de référence. La mesure suit la procédure de Chen et Stockum (*cf supra*). 30 fonds ont une valeur de variance de résidu statistiquement significative surtout pour les fonds recherchant la performance maximale (les agressifs). Les auteurs interprètent comme suit : "Ces résultats suggèrent que les fonds agressifs ont moins le sens de *market timing* au regard de l'instabilité des bêtas". Sur 58 fonds qui ont un  $\theta$  négatif, 23 ont une valeur significative, ce qui signifie qu'il n'y a pas de qualité de *market timing*. Seuls, 5 fonds ont un  $\theta$  significativement positif.

24 alphas positifs et 18 négatifs de manière significative, une moyenne de 0.15 avec une faible dispersion, ces paramètres sont interprétés comme une capacité de sélection des titres assez faible, surtout si les frais sont inclus.

Les auteurs étudient ensuite leurs résultats sous l'angle des styles de gestion pour trouver au total que quelques gérants sont capables de choisir des valeurs sous-évaluées mais il n'existe malheureusement pas de capacité de *market timing*.

Ils proposent une mesure d'incertitude qu'ils calculent:

$$\sigma_{ep} / \bar{\beta}_p$$

Ce ratio donne un résultat étonnant car, appliqué aux styles de gestion, il n'y a pas de différence significative entre les mesures d'incertitude des bêtas, même si c'est le style agressif qui dégage le plus d'incertitude.

Les déterminants de la performance analysés laissent apparaître que la gestion est globalement conservatrice en relation avec l'objectif désigné. En cela, le résultat est conforme à l'analyse de Mac Donald.

L'effet procuré par la taille joue en faveur de la performance contrairement aux résultats de Grinblatt et Titman (1989). Par contre, il ne semble pas que l'effet taille améliore l'habileté en *market timing*. De ce point de vue, les auteurs pensent que le *stock picking* est meilleur dans les fonds de grande taille.

L'effet procuré par les frais de chargement ne permet pas de différencier les fonds dont les frais sont élevés des fonds dont les frais ne le sont pas.

#### 4-9 Fletcher (1995)

Analyse la performance des *Unit Trusts* anglais à partir d'un échantillon de 120 portefeuilles tirés aléatoirement d'une base. Après élimination de ceux qui ont moins de deux ans d'ancienneté, il en reste 101. La période couverte s'étend de janvier 1980 à décembre 1989. L'auteur traite les fusions et transferts entre portefeuille comme la continuation du fonds originel. Un premier constat intéressant : comme la séquence des valeurs liquidatives n'est pas complète pour 36 portefeuilles sur les 101, l'auteur constate qu'il ne possède pas les valeurs liquidatives ou que les fonds ont fusionné ou ont changé d'objectif de gestion. Comme cette information n'est pas creusée, la portée du biais du survivant qui paraît important n'est pas déterminée. Quatre *benchmarks* sont utilisés dont un réarrangé chaque année en tenant compte de la taille des titres inclus dans la base exhaustive de la London Business School.

Les modèles utilisés pour les régressions sont celui de Chen et Stockum et celui de Henriksson et Merton. Dans les deux cas, la sélectivité apparaît positive et significative alors que la performance de *market timing* est négative. L'auteur utilise ensuite la Meta analyse pour conforter les résultats qui restent les mêmes.

Du point de vue de la méthodologie, cette étude reste décevante car, malgré le fait qu'elle fasse référence à Connor et Korajczyk, aucun doute n'est émis sur la validité de la performance des alphas, ni sur le *market timing* artificiel. Comme les calculs ne portent que sur un échantillon de taille modeste pour lequel les critères de sélection restent flous, ceux-ci doivent être pris avec précaution comme le signale l'auteur lui-même<sup>4</sup>.

#### **4-10 Christopherson, Ferson et Glassman (1998)**

Alors que la plupart des études empiriques menées aux Etats-Unis portent sur les *mutual funds*, la recherche empirique de ces auteurs porte sur les *pension funds*. La différence peut s'analyser comme suit :

les *mutual funds* regroupent les fonds considérés comme en l'attente de consommation à court ou moyen terme alors que l'objectif affiché des *pension funds* est lié à la retraite par capitalisation. Les capitaux gérés dans ce cadre sont beaucoup plus importants puisque selon certains recoupements, les seconds rassemblent deux fois plus de capitaux que les premiers.

Comme les moyens de mesure des organismes collecteurs de l'épargne des *pension funds* sont sophistiqués, les auteurs estiment comme préalable que les performances médiocres sont sanctionnées assez rapidement avec la seule contrainte du coût de transfert de l'épargne comme limite à des réactions trop émotionnelles.

L'observation de 185 portefeuilles entre janvier 1979 et décembre 1990 avec un pas mensuel permet de constater que 27% des gérants spécialistes du *style growth* et 43% des spécialistes du *style value* ont des alphas conditionnels positifs.

Le *style* dédié aux petites capitalisations montre les limites des modèles

---

<sup>4</sup> p148 de l'article

conditionnels puisque si l'ordonnée à l'origine de la régression sur le facteur des dividendes est positive le résultat de la même régression sur les taux courts est négatif. Cette observation est logique sous l'angle d'une meilleure rentabilité des titres quand les taux baissent mais laisse à penser que, techniquement, il existe des erreurs de spécification car la corrélation positive doit conduire à des résultats similaires.

Malgré cette restriction, nous soulignons les résultats complémentaires de cette analyse des *pension funds* car les auteurs n'hésitent pas à comparer les résultats de leur modèle conditionnel au modèle inconditionnel classique.

En termes de persistance de performance notamment, en ne prenant que le modèle inconditionnel, il n'y a pas de persistance significative à court terme alors qu'elle existe sur des horizons plus longs, la limite intermédiaire étant de 36 mois. Il en va de même pour les médiocres performances au point que l'arbitrage entre les gagnants et les perdants est rentable. Il convient de souligner que les études qui portent sur la persistance de performance des *mutual funds* (*cf infra*) envisagent la vente à découvert des perdants pour procurer les fonds nécessaires à l'achat des gagnants. Comme les *pension funds* ne peuvent être vendus à découvert, le résultat économique est apparemment moins intéressant mais plus crédible aux yeux des épargnants classiques.

#### **4-11 Christopherson, Ferson et Turner (1999)**

Complètent l'étude ci-dessus sur les *pension funds* avec un échantillon plus large puisqu'il passe à 261 portefeuilles, la durée d'observation est également plus longue : Janvier 1980 décembre 1996.

Une remarque sur les détentions de liquidités en moyenne inférieures à 10 % en volume avec de grandes disparités de ce chiffre au fil du temps et des portefeuilles laisse à penser que les fonds de retraites reçoivent régulièrement des nouvelles liquidités qui ne sont pas investis immédiatement ; en ce sens, ces fonds réalisent une opération de *market timing* sans compter l'action plus classique d'arbitrage en anticipation des mouvements du marché.



Le biais de sélection est présent de même que le biais du survivant sans qu'il soit possible de les mesurer précisément. Les auteurs prennent des *benchmarks* cohérents avec les *styles* de gestion affichés et utilisent trois variables d'information : l'évolution des taux à court terme, le niveau des dividendes de l'année précédente et l'évolution d'un indice équipondéré.

Le premier résultat est la confirmation qu'à une performance médiocre succède une performance médiocre.

La persistance des performances est ensuite calculée à partir des cycles du marché. De manière classique, un niveau de performance ne préjuge pas du niveau de performance de la période suivante.

Les auteurs critiquent ensuite la méthode de composition du portefeuille optimal proposée par Elton Gruber et Blake car à l'écart type des résidus correspond le niveau de risque et de rentabilité du portefeuille. Ainsi, réduire cet écart type conduit à l'élaboration d'un portefeuille plus conservateur et une moindre rentabilité. Nous ne partageons pas cette critique dans la mesure où elle oublie l'un des fondements de la composition proposée qui est basée sur l'aversion pour le risque.

Les auteurs montrent ensuite la supériorité de leur mesure sur la seule théorie du MEDAF. Nous ne discutons pas de la pertinence des critères proposés mais remarquons que le point de départ de la mesure correspond à un niveau de taux historiquement élevé, ce niveau en décroissance constante explique sans doute à lui seul une meilleure corrélation avec les résultats des portefeuilles et des *benchmarks*. Il sera intéressant de mesurer la robustesse des variables lorsque le niveau des taux remontera régulièrement sans entraîner de chute du marché...

#### **4-12 Bergeruc (1999)**

Etudie un échantillon d'OPCVM français. Il analyse l'incidence du biais du survivant que nous avons rapportée dans le paragraphe consacré à ce sujet. En résumé, il évalue ce biais à 0.78% l'an de 1987 à 1995 pour les SICAV et à 0.54% pour les fonds communs de placements. Les différences sont moins nettes si la référence utilisée est tri-indicielle.

Concernant la performance, il ne trouve pas de différence significative entre le marché et les portefeuilles gérés. De plus, il n'y a pas de

différence significative liée au statut juridique des SICAV et des FCP. Les résultats de l'analyse de la persistance de la performance sont sans doute effectués sur un laps de temps trop court, et, prudemment, l'auteur ne tire pas de conclusion définitive. C'est pourquoi, une stratégie basée sur la persistance permet de la rentabiliser avant frais, mais l'incidence de ceux-ci annihile le léger excédent de rentabilité. Enfin, il n'y a pas de déterminant de performance significatif.

#### **4-13 Lhabitant (1999)**

Analyse les performances de 60 portefeuilles d'actions suisses. Il attire l'attention sur le fait que le marché suisse est concentré au niveau des secteurs d'activité présents sur la cote : les dix valeurs les plus importantes réalisent 70% de la capitalisation ; elles sont représentatives de la chimie, de la pharmacie, de l'industrie alimentaire et de la finance. Les autres valeurs ne font pas l'objet de transactions régulières. Comme les grandes valeurs peuvent également être traitées via les options, l'auteur estime que les gérants possédant une bonne information ont tous les moyens pour tirer avantage soit d'une anticipation des mouvements du marché, soit du choix judicieux des valeurs.

Les portefeuilles sont examinés de juillet 1977 à août 1999. L'échantillon ne comprend pas les portefeuilles consacrés aux petites capitalisations et l'auteur regrette que l'ensemble passé sous revue n'atteigne que 34 milliards de francs suisses soit environ 3% de la capitalisation de la place. Les fonds doivent avoir existé pendant au moins trois ans durant la période ce qui laisse le biais du survivant latent à un niveau inconnu. La moyenne d'existence des fonds est de 8 ans et chaque fonds possède en moyenne 450 millions de francs suisses d'actifs sous gestion en fin de période. Les trois fonds les plus importants représentent plus de 10 milliards de francs suisses.

La distribution des rentabilités des fonds laisse apparaître une asymétrie à gauche recoupant en cela les études menées sur d'autres zones géographiques.

La mesure de Jensen : les alphas sont négatifs mais cette observation n'est pas significative alors que les bêtas sont statistiquement

significatifs. La corrélation entre les deux est négative et statistiquement significative. De plus, les valeurs de risque systématique élevé accentuent la médiocrité des performances.

La mesure de Treynor et Mazuy donne des résultats similaires à ceux des études réalisées aux Etats-Unis avec des ratios négatifs et non significatifs sauf pour 5 fonds dont les valeurs sont significatives et négatives.

La mesure de Henriksson et Merton accentue le caractère négatif de la sélectivité de l'échantillon avec 10 fonds significatifs. De plus, la majorité des fonds démontre une anticipation des mouvements du marché médiocre.

Le modèle de Bhattacharya et Pfeleiderer avec le facteur d'agressivité du gérant face au marché donne une conclusion de faible agressivité et de gestion plutôt conservatrice.

Enfin la mesure de Grinblatt et Titman est conforme aux résultats précédents et ne donne pas de résultat d'habileté de *market timing* significative.

Les déterminants de la performance sont également étudiés. La taille a un impact positif significatif sur la performance. Les frais de gestion élevés ne gênent pas la performance.

#### **4-14 Wermers (2000)**

Réalise une décomposition des performances à partir du regroupement de deux bases de données. Cette étude ne donne pas une synthèse complète des mesures de performances puisque le *market timing* n'est pas envisagé explicitement.

L'auteur pose la question de base : faut-il payer 5 fois plus cher une gestion active qu'une gestion indicielle alors que les études empiriques montrent tantôt de meilleures performances de la gestion active, tantôt de moins bonnes ?

Il étudie les caractéristiques des valeurs détenues et des différentes classes de frais de 1975 à 1994 et met en valeur non pas des constats bruts mais des mises en perspectives qui prouvent que les conditions de l'exercice de l'industrie de la gestion des actifs évoluent.

Les valeurs de croissance sont devenues de plus en plus populaires en raison de leur rentabilité sur la période. Les fonds sont de plus en plus investis en actions alors que, antérieurement, la gestion était plus conservatrice, c'est notamment le cas au début des années 90. Ce constat est semblable à celui de Bergeruc (1999) qui étudie un échantillon d'OPCVM français.

L'activité de *trading* a plus que doublé sur la période alors que les coûts de transaction unitaires ne représentent qu'un tiers de leur valeur de 1975.

Dans l'ensemble, Wermers estime que la théorie de Grossman et Stiglitz (1980) est respectée puisque les coûts d'acquisition de l'information sont couverts.

#### **4-15 Aftalion (2001)**

Etudie la capacité des gérants à "battre" le marché en tenant compte du biais du survivant. Il souligne tout d'abord la taille relativement faible du marché français et l'impossibilité de mener une étude sur une période très longue.

Celle-ci porte sur 62 fonds actions françaises générales, 17 fonds du style petites et moyennes capitalisations et 15 fonds indiciels. La période d'observation s'étend du 30/09/1994 au 17/09/1999, les rentabilités observées sont hebdomadaires.

Si les fonds indiciels exhibent une meilleure performance moyenne que l'indice CAC 40, les deux autres catégories consacrées à la gestion active ont des performances moyennes inférieures à l'indice. Le ratio de Sharpe des fonds généralistes est supérieur à celui du CAC 40 et légèrement inférieur à celui du SBF 250 alors que les fonds indiciels ont une volatilité plus importante que celle des indices. L'auteur tire la conclusion que l'effet de diversification du SBF 250 le rend plus difficile à battre. De plus, il est préférable d'investir dans l'actif sans risque et d'avoir une position longue sur le contrat future de l'indice CAC 40 (il n'y a pas de contrat sur le SBF 250).

Nous avons signalé dans les développements précédents que l'auteur constate l'impossibilité de traiter la problématique sous l'angle de

l'orientation de gestion "*growth*" comparée à "*value*". L'étude des alphas montre que ceux-ci sont positifs mais le niveau de significativité n'est atteint que par deux d'entre eux au seuil de 5 %. Les bêtas sont constamment inférieurs à l'unité. L'auteur conclut que les gérants sont incapables de prévoir les tendances du marché.

Concernant les 12 fonds disparus, il est constaté que les bêtas, alphas et coefficients de détermination sont inférieurs à ceux des fonds survivants, ce qui donne une signification économique à la disparition des portefeuilles dont tous les aspects d'anticipation et de sélection ont été médiocres.

La persistance de performance est mesurée sur une base annuelle au moyen des alphas et des rentabilités. L'auteur conclut qu'il n'est pas possible de trouver un phénomène de persistance et remarque que les bêtas des gagnants et des perdants sont très proches, ce qui signifie que les meilleures performances sont obtenues grâce à la sélectivité.

## **5 Les études portant sur les autres paramètres de mesure**

### **5-1 Ippolito (1989)**

A partir de l'étude de 143 fonds de la période 1965-1984, l'auteur montre que net de frais à l'exception des frais de gestion, les fonds surperforment les fonds indexés sur une base d'ajustement par le risque. L'étude montre également que les fonds qui ont un coefficient de rotation, des frais de gestion et d'entrée et de sortie supérieurs à la moyenne ont une rentabilité suffisamment élevée pour gommer ces surcharges.

### **5-2 Ippolito (1993)**

A la suite des premiers travaux de 1989 qui viennent contredire ceux de Sharpe et de Jensen puisque la gestion active est capable de dépasser une gestion indexée, l'auteur entreprend une revue de la littérature

existant à l'époque, il cite la première mesure réalisée par Friend *et alii* (1962) pour le compte de la SEC et qui conduisait à l'incapacité des gérants à anticiper les mouvements du marché.

L'émergence d'un paradigme vient ensuite lorsque plusieurs études montrent que les fonds activement gérés ne sont pas capables de justifier les dépenses d'information engagées. Ce sont les études de Treynor et Mazuy, Sharpe et Jensen citées plus haut. Friend *et alii* (1970) introduisent la notion d'un indice équipondéré au lieu de l'utilisation d'une pondération par la capitalisation. Ils trouvent que les fonds surperforment en raison essentiellement des petites capitalisations. Ils tirent la conclusion que l'indice de référence a une importance capitale dans la validité de la mesure. Carlson (1970) souligne également l'importance de la période d'observation et, lui aussi, trouve des résultats qui contredisent les travaux de Sharpe et de Jensen. Dans les années 70, les analyses de Mac Donald, Mains, Kon et Jen et Shawky ne confirment pas, elles non plus, les travaux originaux. Les années 80 s'attachent davantage à la notion de *market timing* avec des auteurs qui ne trouvent pas de qualité en la matière ou qui sont incapables de conclure. Au total, les dépenses engagées pour procurer de l'information aux gérants s'avèrent ne pas être rentabilisées.

A la fin des années 80, Lehman et Modest (1987) montrent à nouveau la sensibilité de la mesure de performance au choix de l'indice de référence. Grinblatt et Titman (1989) bâtissent un portefeuille de référence qui procure en cas de gestion passive les alphas les plus faibles possible ; selon ces auteurs ce *benchmark* permet d'éviter les erreurs de spécifications présentes dans la plupart des mesures réalisées jusque là. Ippolito, retravaillant les résultats de Grinblatt et Titman, trouve que le coût d'acquisition de l'information vient gommer une meilleure performance brute de frais au regard d'une gestion passive. Une nouvelle visite de la mesure de Jensen en prenant en compte la problématique du biais du survivant aboutit à un résultat opposé à celui de Jensen puisque l'alpha est positif de 81 points de base. Cette nouvelle mesure vient donner un nouveau souffle aux résultats de Friend *et alii* et permettent à Ippolito de valider la théorie de Grossman et Stiglitz (*cf supra*).

### **5-3 Elton Gruber Das et Hlavka (1993)**

Reprennent l'étude d'Ippolito (1989) pour souligner que l'indice S & P 500 n'est pas adapté à l'étude dont le résultat est attribuable pour l'essentiel aux valeurs n'appartenant pas à ce *benchmark*. Les auteurs rappellent que l'indice est construit sur la base de la valeur totale du flottant de chacun des titres. L'impact des petites capitalisations repris en compte par l'auteur montre que l'incidence sur l'alpha de Jensen est de plus de 9% pour les cinq premiers déciles de petites capitalisations, gisement dans lequel les gérants puisent pour compléter leurs portefeuilles. La période de calcul d'Ippolito est également importante à considérer puisque, contrairement à la période sous revue chez Jensen (1945-1964) au cours de laquelle les valeurs n'appartenant pas à l'indice avaient une rentabilité négative, le marché des petites capitalisations performe positivement et à deux chiffres qui plus est durant les années observées par Ippolito (1965-1984).

Les auteurs proposent alors la création d'indices composites tenant compte des petites capitalisations dont l'incidence est nette sur les mesures puisque le bêta moyen passe de 0.38 à 0.61 et que les alphas des portefeuilles prennent une valeur négative.

Les auteurs essaient ensuite de retrouver certains styles de gestion suivant l'importance des petites capitalisations présentes dans les portefeuilles. Ils concluent à l'absence d'habileté des gérants à avoir anticipé les bonnes performances des petites capitalisations que nous avons décrites ci-dessus.

Enfin une étude sur les frais indique que les frais les plus élevés correspondent aux performances médiocres...

### **5-4 Arteaga, Ciccotello et Grant (1998)**

Observent les performances de fonds de la catégorie *aggressive growth* durant les deux premières années d'existence. La première année est

comparée avec les fonds de même *style* hors première année ; cela permet de savoir si la période de création bénéficie d'informations privilégiées. La rentabilité de la deuxième année est ensuite observée afin de mesurer la persistance de la performance. De 1991 à 1997, il existe bien une tendance à une meilleure rentabilité durant la première année d'existence.

Le *style* consacré aux grandes capitalisations et à la recherche de revenus est moins à la mode, moins rémunérateur et ne donne pas les mêmes résultats. Au contraire, le premier exercice est un moins bon cru que celui des fonds plus anciens de cette catégorie. Les auteurs attribuent cela au manque d'intérêt des placeurs qui, moins bien rémunérés, n'amènent pas de flux d'argent frais suffisamment importants.

Comme nous pouvions le pressentir, la deuxième année ne reproduit pas les performances de la première.

#### **5-5 Gupta Prajogi et Stubbs (1999)**

Utilisent deux versions différentes du ratio d'information pour essayer de donner le caractère prédictif des mesures sur la période suivante. La durée d'observation globale s'étend de 1993 à 1997, elle est divisée en deux périodes : la première sert d'apprentissage et dure trois ans, la deuxième divisée en trimestres dure deux ans. Les résultats obtenus sur une période d'observation de cinq ans (1993-1997) peuvent être résumés ainsi :

- détermination de six styles de gestion
- en moyenne, une gestion active ne procure pas un meilleur alpha donc un meilleur rendement, les variations du coefficient alpha ne suivent pas celles du *tracking error*
- Cela étant, les gérants du premier quartile répondent positivement à l'hypothèse d'un alpha supérieur à la moyenne corrélé par le *tracking error*. Mais ceci n'est pas vérifié pour tous les styles de gestion.
- Ainsi, en considérant exclusivement ce premier quartile, il n'existe pas de certitude quant à la persistance des résultats au point que trouver les gagnants pour certains styles relève du « pile ou face » !



- La conclusion est plus étonnante encore puisque sont gagnants les fonds ayant les alphas les plus faibles. Les alphas les plus élevés correspondent à une prise de risque plus importante, ce qui montre une absence de maîtrise du risque systématique dans le cadre d'une gestion active. Les auteurs se posent alors la question de savoir quel est le niveau de volatilité qui maximise la valeur de l'alpha en apportant des réponses non exhaustives...
- Une illustration théorique de répartition de portefeuille suivant les styles de gestion (tous ne sont pas repris) est ensuite proposée sans qu'il y ait de résultats précis.

### **5-6 Indro, Jiang, Hu et Lee (1999)**

Mènent une réflexion sur la taille des portefeuilles gérés à l'occasion de l'arrêt des souscriptions du fonds *Fidelity Magellan* en 1997 et du départ d'un gérant vedette au motif que la taille du fonds ne permettait plus d'assurer le meilleur service à la clientèle. En fait, le gérant avait commis une erreur d'anticipation de *market timing* et, après avoir surperformé longtemps l'indice S & P 500, le fonds avait sousperformé. La question sous-jacente est celle des coûts d'acquisition de l'information dans la continuité des travaux d'Ippolito (1989 et 1993) ; ceux-ci diminuent si la taille de la gestion augmente, le coût en est théoriquement réduit d'autant. Les auteurs estiment qu'en fait, au-delà d'une certaine taille, cet avantage disparaît. De même, des coûts supplémentaires existent comme l'achat de blocs qui supposent un élargissement des fourchettes achat/vente donc un coût d'opportunité plus élevé. La taille importante d'un portefeuille entraîne aussi une plus grande attention de la part des agents non informés qui ont tendance à suivre les lignes détenues par le gérant. Cela entraîne également un stress né de la coordination des équipes qui est sans doute plus difficile à assumer au fur et à mesure que la taille croît. Il est ainsi plus délicat de conserver l'objectif initial de gestion.

Un échantillon de 663 fonds activement gérés est étudié au cours de la période 1993-1995. Tous styles de gestion confondus, les fonds dont la taille moyenne est de \$843.6 millions, exhibent une performance

inférieure de 1.88% à l'indice S & P 500. La performance moyenne des fonds de valeurs de croissance est moins mauvaise que celle des fonds consacrés aux grandes valeurs de la cote.

Les bêtas ne sont pas réellement différents suivant les styles de gestion à l'inverse du risque spécifique. Il est logique de retrouver les petites capitalisations et les multiples élevés de *price earnings* dans les portefeuilles dédiés aux valeurs de croissance ; les grandes capitalisations se trouvent dans le style orienté vers la valeur.

Les ratios de dépenses sont plus élevés pour les fonds de valeurs de croissance en contradiction avec les résultats de Becker *et alii* (1999). La corrélation négative avec l'alpha laisse à penser aux auteurs que les dépenses liées à l'acquisition de l'information sont trop importantes.

Les fonds sont ensuite classés par ordre de taille. Comme les chiffres des dépenses sont significatifs pour les fonds de grande taille, les auteurs pensent que ceux-ci ont dépassé leur taille optimale (malheureusement, celle-ci n'est pas évaluée précisément). Ils modifient donc dans ce sens les travaux menés par Ippolito. Par contre, ils confirment qu'en deçà d'une certaine taille, les coûts d'acquisition de l'information sont plus difficilement couverts par la performance de gestion.

Les auteurs trouvent par ailleurs que les styles sont changeants sur la période et touchent aussi bien ceux de grande taille que ceux de taille plus modeste quel que soit le style d'origine.

### **5-7 Kuberek (1999)**

Pose la question de savoir si les facteurs de *style* existent au même titre que les facteurs de risque ; de plus, sont-ils significatifs sur un horizon court<sup>5</sup>? Les rentabilités associées avec les composants du *style* sont-elles corrélées ou indépendantes ?

---

<sup>5</sup> Il est regrettable que la période d'observation démarre à un point bas du marché actions alors que les taux d'intérêt à long terme sont à un niveau très élevé pour se terminer dans des conditions optimales et ce, afin de démontrer l'incidence des facteurs. De plus, trouver que le bêta historique atteint une valeur maximale en 1991 soit au moment des événements irakiens mérite une explication historique. L'analyse n'en est pas moins intéressante pour les confirmations qu'elle apporte.

L'examen des rentabilités des valeurs de janvier 1981 à juin 1997 au travers des quatre facteurs mis en valeur par Fama *et alii* (1993) apporte une réponse. Celle-ci complète l'analyse de Roll (1997) qui analyse les rentabilités mensuelles de 1984 à 1994 à l'aide de portefeuilles bâtis suivant les différents facteurs de marché. Il trouve que la prime de risque la plus élevée est associée à la notion de bénéfice par action mais ne trouve aucun effet de taille. Fama et French (1993) trouvent une relation avec les facteurs valeur comptable/valeur de marché et taille.

Le Wilshire 5000 est régressé avec ses composants de style sur le S & P 500, la rentabilité annuelle s'établit à 9.17% en moyenne contre 9.29% pour l'indice moins large. Parmi les composants, celui des bénéfices par action a la valeur la plus élevée avec un t statistique significatif. L'auteur avance une explication pour le fait que l'effet taille ne soit pas «perçu» par l'analyse alors qu'il l'est constamment dans toutes les études de Fama ; ce serait en raison de la composition des indices qui sont pondérés par les capitalisations, ainsi les grandes capitalisations ayant une performance «plate» ne peut apparaître dans une régression. Il faudrait plutôt penser au fait que le poids de la référence par rapport à la variable observée est trop important. De la sorte, les variables sont corrélées et, dans ces conditions, les «poids lourds» de la côte qui font la tendance ne sont pas mis en valeur. Voilà pourquoi l'auteur trouve que c'est le facteur de marché qui reste le plus important.

En résumé, l'auteur tire les principales conclusions suivantes :

- L'étude de Roll (1997) est confirmée dans la mesure où le facteur explicatif des rentabilités des titres à long terme est le bénéfice par action.
- L'étude de Fama et French (1993) est confirmée quand elle estime que le bêta n'est pas la variable significative pour expliquer les rentabilités à long terme.
- La taille n'est pas un facteur significatif (nous avons objecté sur ce sujet et penchons plutôt en faveur de l'étude de Fama en raison des modalités de comparaisons choisies par Kuberek)
- Les facteurs à court terme explicatifs sont dans l'ordre le bêta, le dividende et le bénéfice par action.

## **6 Les résultats des mesures de persistance de la performance**

### **6-1 Bogle (1992)**

Présente une mesure en suivant 5 étapes :

- L'étude de la performance des fonds actions qui utilise les performances passées comme critère augurant la performance à venir montre qu'il est difficile de trouver les gagnants à l'avance.
- Il est donc nécessaire de bâtir une étude de long terme.
- Compte tenu des résultats de cette étude, il convient de savoir comment acquérir un fonds gagnant en étant sûr de ne jamais acquérir un perdant.
- De même, il est utile de passer sous revue les techniques basées sur l'étude des performances antérieures.
- Il est enfin indispensable de s'appuyer sur les théories financières traitant des attentes rationnelles en observant les implications de celles-ci sur la sélection des fonds actions.

Les réponses apportées sont les suivantes:

- La première étape consiste à classer les vingt meilleures performances d'une année afin de savoir comment elles évoluent l'année suivante ; le tri porte sur les années 1981-1990. Les conclusions sont les suivantes : il n'y a pas de corrélation systématique entre les meilleures performances d'une année et celles de l'année suivante. Un portefeuille constitué des 20 fonds les meilleurs procure une rentabilité de 45.5% alors que la moyenne générale n'est que de 15.5%. L'année suivante, les chiffres chutent pour s'établir à 14.6 et 11.5%, l'écart reste significatif. La tendance au retour vers la moyenne est nette les années suivantes. La comparaison de la décade 70 avec la décade 80 confirme ce résultat général. L'auteur en tire la conclusion suivante : " Il apparaît qu'investir dans les gagnants du

passé, même s'il s'agit des meilleurs en rentabilité relative, n'ajoute pas de valeur significative à la sélection des gagnants pour le futur".

- Une étude plus détaillée portant sur une période de 10 ans, sur la performance dégagée dans les marchés haussiers et baissiers est ensuite menée. Ces critères sont ceux du "Honor Roll" établi depuis 1973. En achetant pour la même somme les fonds de la liste en vendant ceux qui disparaissent, le résultat est de 12.2% pour les fonds listés contre une moyenne générale de 11.8% mais il s'agit de résultats avant frais d'entrée et de sortie...
- A la question de savoir comment établir une stratégie simple pour choisir un gagnant : l'auteur souligne d'abord la sensibilité des résultats au choix du *benchmark*. De même, la structure des investissements peut procurer une performance supérieure à la moyenne de temps à autres. Il serait enfin plus judicieux de mesurer la performance des fonds compte tenu de leur taille et de la part de liquidités détenues. Il rappelle que la gestion active est plus profitable pour les intermédiaires que la gestion passive et, compte tenu des résultats donnés ci-dessus, le choix judicieux des gagnants relève de la chance passagère...
- L'identification des futurs gagnants pose donc problème. L'auteur renvoie au classement des étoiles du journal *Morningstar* qui apparaît alors comme un moyen honorable de sélection. Cet aspect sera discuté par Sharpe (1998)
- Pour construire le portefeuille, l'auteur propose de suivre trois facteurs de base du marché des actions (il s'écarte donc de l'objet originel du choix des fonds performants) : le dividende, la croissance des résultats qui suit immédiatement la période d'achat, l'évolution du *price earning ratio*.

Au total Bogle conclut à l'impossibilité de pouvoir choisir un fonds performant dans le futur à partir des résultats passés, et qu'il est préférable de choisir un fonds indexé.

## 6-2 Grinblatt et Titman (1992)

A partir d'un échantillon de 279 fonds et de 109 portefeuilles de contrôle, les auteurs analysent les rentabilités anormales obtenues par les fonds au cours des cinq années qui suivent une phase d'apprentissage de 5 ans.

Ils estiment que la rentabilité anormale attendue au cours de la deuxième période est de 0.28% pour chaque 1% de rentabilité anormale constatée au cours de la première période. La rentabilité anormale d'une gestion passive est également testée afin de s'assurer qu'il n'y a pas un simple effet *momentum*. La gestion passive ne dégager aucune rentabilité anormale. Enfin, les portefeuilles qui performant le moins bien durant la période d'étalonnage restent médiocres ensuite.

## 6-3 Grinblatt et Titman (1994)

Reprennent l'échantillon de 279 fonds vu précédemment en soulignant que le biais du survivant ne dépasse pas 0.5%. Ils reprennent également les 109 portefeuilles de contrôle. Ils appliquent alors la mesure de Jensen, leur *positive period weighting measure (cf supra)* et celle de Treynor et Mazuy (*cf supra*). Le taux sans risque est celui des T-Bills à un mois, les poids employés dans l'étude sont définis comme l'utilité marginale d'un investisseur non informé qui possède ce pouvoir d'utilité dans la mesure où il préférera ajouter une part de risque à son portefeuille en diminuant d'autant la part passive pour peu que la rentabilité espérée soit positive.

Les auteurs comparent ensuite les mérites de différents *benchmarks* pour constater qu'aucun d'eux n'est parfait en raison de biais possibles, nous ajoutons que le portefeuille de référence créé par Lehman et Modest (1988) à partir de facteurs de la période 1978-1982 est inefficace ne fût-ce qu'en raison de l'absence d'actualisation.

Comme attendu, les portefeuilles passifs n'ont pas de performances anormales significatives hormis pour un *benchmark* qui semble inapproprié.

Les *mutual funds* ont des performances négatives pour l'alpha de Jensen avec une référence significative, négatives également et dans des niveaux analogues pour la *positive period weighting measure* ainsi que pour la mesure de Treynor et Mazuy. Les auteurs en tirent comme conclusion que les *benchmarks* ne sont pas adaptés ou que les gérants ne font pas preuve d'habileté dans le choix des valeurs.

#### **6-4 Hendricks Patel et Zeckhauser (1993)**

Ces auteurs proposent de mesurer le maintien d'une performance supérieure à la moyenne en regardant si la rentabilité anormale obtenue au cours d'un trimestre peut être expliquée par les résultats des trimestres précédents, ce qui vient à l'encontre de la théorie d'efficience faible qui veut que toute l'information soit contenue dans les prix au temps  $t-1$ . Ils utilisent un échantillon de 165 fonds qui est malheureusement réduit à 94 en fin d'observation puisque aucun fonds n'est ajouté à la base après 1982. Par ailleurs, cet échantillon est homogène en termes d'objectif de gestion puisque seuls en font partie les portefeuilles consacrés aux valeurs de croissance. Un traitement du biais du survivant est également proposé.

Les quatre trimestres précédant l'observation montrent qu'il existe un phénomène de persistance statistiquement significatif. Les trimestres 5 à 8 sont selon les auteurs plus difficilement interprétables car il existe un retournement de tendance.

Les auteurs interprètent la persistance à court terme non évidente sur le long terme comme la conséquence possible de l'un ou l'autre cas suivant

:

- le départ d'un bon gérant
- l'afflux excessif de souscriptions suite aux bonnes performances avec moins de bonnes idées par dollar investi
- un management moins efficace une fois que la réputation est établie
- le flair des gérants est moins bon
- les salaires et charges demandés augmentent en raison des succès obtenus

Il reste alors à savoir si cette persistance à court terme a une valeur économique. Les fonds sont donc classés par octile suivant leurs performances. Les meilleurs sont achetés alors que les plus mauvais sont vendus à découvert. Les périodes de mesure vont de 1 à 8 trimestres compte tenu des résultats obtenus plus haut.

Les constats sont les suivants :

- la moyenne de rentabilité en excès du taux sans risque croît de manière monotone avec le rang. Un bon portefeuille reste bon le trimestre suivant, de même, le mauvais résultat reste mauvais.
- le ratio de Sharpe croît de manière monotone avec le rang.
- Indépendamment du *benchmark* choisi, l'alpha de Jensen croît également de manière monotone avec le rang, les t-statistiques sont significatifs

Les évaluations dans le temps offrent les caractéristiques suivantes :

- le niveau de risque systématique est le même quel que soit le rang pour les deux premiers trimestres d'évaluation. Il augmente de 3 à 4 % pour les périodes d'évaluation de 4 et de 8 trimestres. Le portefeuille optimal qui consiste à l'achat du meilleur et à la vente du moins bon est illustratif de ce phénomène<sup>6</sup>.
- l'alpha de Jensen du portefeuille optimal est toujours positif et significatif pour les périodes de deux, quatre et huit trimestres.
- L'impact d'une stratégie suivant les portefeuilles dégagant des performances positives persistantes atteint son maximum en utilisant la période de 4 trimestres comme le montre la structure des alphas de Jensen observés suivant les périodes.
- les mauvaises performances sont clairement identifiées.

### **6-5 Goetzmann et Ibbotson (1994)**

Observent la persistance de la performance des 258 fonds existant entre 1976 et 1988. Il existe 728 *mutual funds* en 1988, cela signifie qu'au cours de la période, il y a eu des créations et des disparitions, mais les auteurs estiment que les comparaisons des fonds survivants entre eux

---

<sup>6</sup> Cette remarque vient confirmer le rôle du bêta qui semble minimisé par les auteurs dans l'exposé théorique de leur modèle



permet d'éviter le biais du survivant. Ils comparent des périodes de deux ans et de un an entre elles.

- La période de deux ans : par exemple, les rangs des fonds pour la période 1976-1977 sont définis comme gagnants ou perdants suivant qu'ils se trouvent au-delà ou en deçà de la médiane de tous les fonds. Le même travail est effectué pour la période 1978-1979, il suffit alors de voir si les gagnants et les perdants se retrouvent dans la même catégorie. Pour la période de deux ans, les rangs établis sur la base de la performance brute donnent un ratio de 60/40, ce qui dénote une persistance. Le calcul des alphas chaque mois permet d'établir les classements par rang sur la même période de comparaison. Dans ce cas, le ratio passe à 62/38 avec un t statistique significatif. Une mesure de la grandeur des alphas est menée en prenant la première période comme variable indépendante. Les alphas sont plus importants au cours de la période dépendante suivante de manière significative dans 4 cas sur 5. Ces résultats semblent être indépendants du style de gestion car un test est mené sur un échantillon de fonds ayant le même style (dans le cas présent, les valeurs de croissance) et donne des résultats comparables.
- La période d'un an : les travaux de Brown *et alii* (1992) ayant montré que la survie d'un fonds est liée à la volatilité de celui-ci, les catégories retenues sont basées sur l'ampleur de la volatilité haute ou basse suivant qu'ils sont au-delà ou en deçà de la médiane. Les résultats sont différents d'une année sur l'autre au point que les auteurs estiment que : " La survivance est certainement un biais possible dans l'étude de performance ".
- Comme l'alpha de Jensen est une variable dépendante du niveau de risque, un test remplaçant les rangs non pas dans leur ordre chronologique, mais dans un ordre aléatoire est mené afin de s'assurer que les résultats obtenus précédemment sont robustes. Ce test donne des résultats positifs et significatifs.

- Un dernier test d'une durée de trois ans pour la période de référence est mené afin d'être sûr de la validité des résultats et que, surtout, le client, en achetant un fonds gagnant de la période précédente n'achète pas simplement de la volatilité comme le montre l'étude de Brown *et alii* (1992). Ce test confirme la persistance à long terme du classement des gagnants et des perdants.

#### **6-6 Bauman et Miller (1994)**

Analysent les portefeuilles segmentés en quartiles sur la période s'étendant de décembre 1972 à septembre 1991. La période d'analyse est découpée en cycles déterminés par les points hauts atteints par l'indice S & P 500. Les cycles durent de 16 à 17 trimestres sauf celui de la période 1981 à 1983 qui n'en compte que 9. Le nombre de portefeuilles passe de 128 à 607 entre 1972 et 1983 pour décroître à 514 en fin d'observation. Les critères d'entrée et de sortie de la base sont simples : disponibilité des valeurs liquidatives trimestrielles et existence durant au moins deux cycles pour que la persistance puisse être étudiée. L'analyse commence par une remarque qui montre le caractère opaque de l'information : "Comme les responsables des sociétés d'investissement ne fournissent que volontairement l'information, les bases de données sont inévitablement sujettes au biais du survivant".

Tout comme dans l'étude de Fletcher (*cf supra*) sur le marché anglais, ce biais semble important puisque 20% des portefeuilles disparaissent sans que la cause exacte en soit mentionnée.

Les résultats sont les suivants : conformément à l'hypothèse de persistance, les portefeuilles classés par rang de rentabilité en quartiles se retrouvent théoriquement logés au même rang lors du cycle suivant. Le manque à gagner des investisseurs du dernier quartile est évalué à 2.30% l'an. Les résultats sont quasiment les mêmes lorsque les quartiles sont ajustés par le risque au moyen des ratios de Treynor et de Sharpe, ce qui permet par ailleurs de conclure que les portefeuilles sont correctement diversifiés.

A la question de savoir si les mesures de risque sont prédictives des rentabilités, la réponse est plus nuancée.

Les auteurs constatent d'abord que les ratios de Sharpe et de Treynor sont négatifs pour le premier cycle avec une rentabilité de marché de 1.26% et une rentabilité inférieure au taux sans risque de 5.20% et pour le quatrième cycle avec des chiffres cependant supérieurs.

En classant les ratios des portefeuilles par quartiles, (l'utilité de cette mesure vient du fait qu'elle s'exonère de la théorie qui n'envisage pas de rentabilité inférieure au taux sans risque) il apparaît que les résultats prévisionnels ne dépendent pas nettement du niveau de risque. Bien plus, il apparaît pour un cycle qu'un niveau supérieur de risque entraîne une rentabilité moins avantageuse que la moyenne.

En complément de l'analyse des auteurs, il semble que les investisseurs soient sensibles au niveau de risque atteint à l'intérieur d'un cycle. En effet, la diminution du nombre de portefeuilles correspond aux mauvais ratios généraux de la quatrième période. Une majorité de clients arbitrerait donc ses placements en fonction du niveau de risque général, ce qui donne corps à la théorie de l'arbitrage : certains facteurs macro-économiques ont une influence sur les composantes de marché au sens large puisque la création et la disparition des produits de placement est liée au niveau de rentabilité et de risque.

### **6-7 Elton, Gruber et Blake (1996)**

Examinent le caractère prédictif des rentabilités en utilisant une régression multi indicielle et en observant des portefeuilles classés en déciles équipondérés ou dont les poids sont optimisés. Ils établissent une période d'apprentissage de 1 ou de 3 ans et mesurent ensuite les différences de rentabilité afin de conclure (*cf supra*).

Leurs observations sont les suivantes : avant même d'observer les résultats de la méthode, les auteurs notent, qu'en moyenne, la valeur des alphas est négative, ce qui laisse a priori à penser qu'il n'y a pas, en moyenne, de capacité à choisir les titres sous évalués, mais, comme un des items de la régression porte précisément sur ce sujet, il faut non seulement se garder de classer les fonds sur ce critère en suivant en cela les remarques effectuées à propos de l'alpha de Jensen, mais, en outre, observer davantage le ratio *growth/value*.

- est-ce que les rangs des rentabilités obtenus durant la période d'apprentissage contiennent une information pour les périodes suivantes ?

Le niveau de corrélation des rangs obtenu, statistiquement significatif au seuil de 1% donne une réponse positive pour la période d'apprentissage de trois ans. La même réponse est obtenue en éliminant les fonds pour lesquels le coefficient de détermination de la régression est inférieur à 0.80%. Les frais prélevés par les fonds durant les périodes observées ne sont pas différents de ceux prélevés durant les périodes de référence et n'ont donc pas d'incidence sur les classements.

La période d'apprentissage d'un an apporte des résultats en moyenne meilleurs que ceux vus précédemment. Ces résultats sont conformes à ceux obtenus par Hendricks *et alii* (1993)

- est-ce que l'information obtenue à la question précédente aide à gagner une rentabilité positive née du *stock picking* ?

Pour la période d'apprentissage de trois ans, le meilleur décile donne une réponse légèrement positive dans un contexte général très négatif ; de plus, la performance semble assez stable. Les résultats sont légèrement améliorés en réduisant à 1 an la période d'apprentissage et encore en éliminant les fonds pour lesquels le coefficient de détermination est inférieur à 0.80%.

- est-ce que l'optimisation des poids des portefeuilles les plus performants amène une meilleure rentabilité ? Le choix des portefeuilles est effectué à partir du premier décile ou des deux premiers déciles en comparant les performances des alphas ou des rentabilités globales à risque constant.

Dans ce cas, les résultats des observations s'améliorent pour les deux périodes d'apprentissage et surtout pour la plus courte. Une observation intéressante en termes de diversification est obtenue car, en donnant à chaque portefeuille des deux premiers déciles un poids égal, soit 6.66%, la performance est moins intéressante qu'en donnant un poids optimal dont la répartition s'échelonne de 0 à 21% avec une très large majorité comprise entre 2 et 11%. Il s'agit là d'une réelle amélioration de l'effet de diversification vu dans la décomposition de Fama (*cf supra*).

### **6-8 Jain et Wu (2000)**

Analysent les contenus des messages publicitaires qui vantent les bons résultats de quelques portefeuilles afin d'attirer l'argent frais. Ils observent ensuite si ces portefeuilles sont capables de maintenir le même niveau de performance. Ils estiment en effet que la publicité a un coût direct mais aussi indirect dans la mesure où il s'agit d'une promesse implicite de bonnes performances.

Ils utilisent quatre *benchmarks* : la moyenne des autres fonds, le S & P 500, l'alpha de Jensen et le modèle de Carhart. L'échantillon est constitué de 294 fonds. L'étude démarre en juillet 1994 pour se terminer à fin juin 1996.

La période d'un an précédent la publicité permet de montrer une performance moyenne significative de 5.98% supérieure aux autres fonds de même style et de 1.81% supérieure au S & P 500. Les résultats obtenus par rapport aux deux autres références sont également probants quant à la supériorité de la performance.

Le tableau des résultats de la période qui suit la publicité est moins rose, la performance moyenne est statistiquement non significative mais inférieure en moyenne de 0.82% par rapport aux autres fonds mais inférieure de 7.88% et hautement significative par rapport à l'indice de marché. Les deux autres *benchmarks* viennent amplifier la médiocrité des niveaux de rentabilité.

Une analyse plus fine menée à partir des parutions de chaque trimestre des deux années d'observations ne vient pas modifier le constat qui est stable pour toutes les sous périodes. Les auteurs analysent également la possibilité d'une mutation du gérant suite aux bons résultats, ceux-ci étant éventuellement remplacés ; cet argument potentiel ne tient pas puisque 246 fonds sur 294 ne changent pas de gérant durant la totalité des périodes d'observations.

Le prix payé par les sociétés de gestion pour promouvoir les bonnes performances doit correspondre à une augmentation des flux positifs générateurs de droits d'entrée et de frais de gestion. Les résultats positifs

et significatifs viennent confirmer ceux de Patel *et alii* (1994) et de Sirri et Tufano (1998).

## **7 Une étude sans benchmark**

### **Grinblatt et Titman (1993)**

A la suite de Cornell (1979), ces auteurs proposent une mesure basée sur la connaissance supérieure de certains gérants quant aux valeurs en portefeuille, cette connaissance leur permet de modifier les poids de chaque titre afin de s'adapter à cette connaissance et de dégager une rentabilité supérieure à celle des agents non informés.

Ils passent sous revue 155 *mutual funds* entre fin 1974 et fin 1984. Les avoirs des fonds sont mesurés chaque trimestre, les différences de pondérations trimestrielles forment le premier portefeuille, le deuxième est composé des différences de pondérations avec le trimestre correspondant de l'année précédente. Les auteurs estiment que les deux mesures sont souhaitables car la première peut être biaisée vers le bas si l'information n'est pas immédiatement incorporée dans les prix, un délai de plusieurs mois est souvent nécessaire pour qu'il en soit ainsi.

Les rentabilités moyennes des portefeuilles sont calculées suivant la formule décrite dans la partie théorique en étant acheteurs des titres s'ils sont sous-évalués et vendeur à découvert des titres surévalués. Dans ce cas, s'il n'existe pas d'information privilégiée, les différences à mesurer seront égales à zéro en termes de rentabilité.

Les calculs réalisés sur des portefeuilles équipondérés avec un trimestre de décalage ne donnent pas de résultat significatif quel que soit l'objectif principal de gestion. Avec quatre trimestres de retard, le résultat s'élève à environ 2% l'an.

Le maximum est atteint par les portefeuilles consacrés aux valeurs de croissance avec une prise de risque agressive, la rentabilité dégagée est alors de 3.4%. De plus, ce résultat est significatif sur la durée puisque positif 67 mois sur 111, de même sur le nombre puisque 41 fonds sur 45 participent au résultat positif.

L'effet janvier n'est pas significatif et, nous abordons par ailleurs la réflexion sur le biais du survivant, l'étude concluant à son absence.

La persistance de la performance est également calculée avec une période d'apprentissage de 56 mois, les 55 derniers sont consacrés à l'observation. Un classement est réalisé et sert de base de calcul avant frais et droits d'entrée et de sortie. Le premier décile obtient un résultat persistant significatif, la première moitié obtient ce même résultat si l'on se contente d'un seuil de significativité de 10%.

## **8 L'importance du diplôme du gérant**

### **Chevalier et Ellison (1999)**

La question posée est celle de savoir si certains gérants sont meilleurs que d'autres, et, dans ce cas, quelles sont les caractéristiques communes aux meilleurs ? Les auteurs constatent en effet que le *turn over* des gérants est important, soit parce qu'ils sont bons et souhaitent valoriser leur savoir-faire, soit parce qu'ils disparaissent en raison de mauvais résultats. Un échantillon de 492 gérants n'ayant connu aucune mutation entre 1988 et 1994 est analysé.

Les gérants ayant un MBA en poche dégagent un rendement de 0.63% supérieur à celui dégagé par ceux qui n'en ont pas à objectif de gestion comparable. Ce meilleur rendement est dû à la capacité de *market timing* ce qui signifie que l'étude des données macro-économiques est davantage prise en compte. Au-delà de ce diplôme particulier, il semble que le niveau d'études élevé soit corrélé à des performances supérieures. De plus, les gérants les plus jeunes réussissent à atteindre une meilleure rentabilité apparente supérieure à celle de leurs aînés ; une étude plus approfondie montre que les fonds qu'ils gèrent facturent moins de frais et les auteurs reconnaissent que cette partie de l'étude est sujette au biais du survivant, ces deux facteurs limitent la portée de la conclusion.

## **9 Le rôle de la fiscalité**

### **Mosebach et Najand (1999)**

Ces auteurs se posent la question de savoir si le niveau atteint par les indices aux Etats-Unis n'est pas la conséquence de l'afflux des capitaux dans les plans de retraites 401k<sup>7</sup>. Ils prennent comme point de départ l'année 1986 marquée aux Etats-Unis par une évolution des taxes sur les plus-values privilégiant la détention des actifs à long terme. Le manque de confiance dans les systèmes de couverture sociale pousse toute la génération du *baby boom*<sup>8</sup> à prendre des risques en bourse en espérant une rentabilité intéressante à l'heure de la retraite.

L'état alloue un avantage fiscal à la détention de ces plans et prévoit en cas de retrait anticipé une pénalité de 10% avec une imposition des sommes retirées au taux normal d'imposition. Les épargnants bénéficient donc d'un avantage non négligeable au moment de la souscription et sont peu enclins à prendre leurs pertes.

Ils illustrent ainsi une partie des travaux de Bakshi et Chen (1994) sur la démographie d'après 1945 et ses relations avec les marchés financiers.

Selon Bakshi et Chen (1994), la population âgée de 20 à 30 ans cherche d'abord à s'installer et privilégie l'endettement pour la maison et le mobilier sans compter celui qui est lié à l'éducation des enfants. Puis, au fur et à mesure que la population avance en âge, elle stabilise puis diminue la part de richesse consacrée à l'habitation pour s'intéresser aux placements financiers en vue de la retraite. L'aversion pour le risque croît également avec l'âge au point que la prime de risque serait directement liée à l'âge moyen des investisseurs. La retraite annoncée de la génération du *baby boom* serait ainsi sanctionnée par les marchés financiers à partir de 2005, période à partir de laquelle les retraits nets

---

<sup>7</sup> Le *Revenue Act* aux Etats-Unis est notre Code Général des Impôts et l'article 401 régit les plans de retraite.

<sup>8</sup> née après la seconde guerre mondiale



en vue de la consommation seraient plus importants que les achats d'actions.

Les auteurs appuient leur raisonnement sur le prix des actifs immobiliers qui suivrait la courbe des âges. Nous ne partageons pas cette dernière assertion car elle oublie les progrès accomplis en matière de confort et de facilité de déplacement des populations ; il existe une dimension de mode dans le phénomène de l'habitat qui n'est pas mentionnée dans le raisonnement des auteurs. Nous partageons par contre pleinement la notion de liquidité liée à l'aversion pour le risque. Les placements liquides, moins rémunérateurs mais moins risqués sont davantage prisés au fur et à mesure que l'âge augmente. En France, l'Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques souligne régulièrement le phénomène que vient confirmer tout récemment le succès des fonds communs de placement actions à capital garanti.

Mosebach et Najand (1999) affirment qu'il existe une relation de longue durée entre l'évolution de l'indice S & P 500 et le volume des souscriptions dans les *mutual funds* de telle sorte que: "*Nos découvertes indiquent que le marché des actions aux Etats-Unis s'ajuste rationnellement aux changements structurels de comportements des investisseurs*".

Ils étudient en effet les souscriptions nettes de la période 1984-1998 et montrent également que lorsque le marché monte, le niveau des souscriptions nettes s'accroît avec un mois de retard. Ce constat est logique lorsque l'on sait que les ordres de virements sur les comptes titres ou plans d'épargne sont effectués en début de mois  $m+1$  lorsque le salaire du mois précédent a été versé et que les investisseurs ont pris le temps d'étudier leurs journaux favoris. Les auteurs constatent des différences avec les conclusions de Warther (1995) sans doute en raison de méthodologies et de périodes d'observation différentes.

Ainsi, à long terme, la véritable cause de l'évolution des marchés serait structurelle et suivrait simplement une loi d'offre et de demande classique, nous retrouvons l'une des conclusions du premier chapitre consacré à la rentabilité ; ce constat ne remet d'ailleurs pas en cause les

théories financières qui viennent expliquer les modes de fonctionnement existant à l'intérieur de ces grands cycles.

## **Conclusion**

La revue de littérature que nous venons d'effectuer donne des résultats d'ensemble assez mitigés. Quelle que soit la méthodologie d'approche, la capacité d'anticipation des mouvements de marchés et l'habileté à sélectionner les titres qui sont les deux mesures de performance classiques soulignent les difficultés d'exercice du métier de gérant de portefeuille. La gestion active offre rarement des performances meilleures que le marché. Si certaines études annoncent des chiffres encourageants, la lecture de la méthodologie, de la période sous revue, du volume de portefeuilles sous revue sont autant d'éléments venant obérer l'effet le caractère alléchant du titre. La presse spécialisée n'en continue pas moins d'attirer les nouveaux investisseurs par ces annonces sensationnelles.

Fletcher (1995) apporte un éclairage intéressant du biais du survivant par sa méthodologie de sélection des portefeuilles. Celle-ci met en valeur l'importance de ce biais dans les mesures alors que d'autres auteurs ont tendance à minimiser le phénomène. Bien plus, le fait de trouver un alpha positif ne doit-il pas être mis en relation avec l'existence de ce biais ? Cette question reste en suspens même si la logique penche en faveur d'une réponse positive puisque disparaissent en premier lieu les moins performants.

Patel *et alii* (1994), Sirri et Tufano (1998) et Jain et Wu (2000) citent la mercatique comme facteur explicatif du biais du survivant et de sélection. Les actions de rationalisation de gamme et de lancement de nouveaux portefeuilles viennent sanctionner les bonnes et mauvaises performances passées et sont à l'origine du biais. Au total, une étude exhaustive paraît indispensable et manque aux investisseurs soucieux de connaître les véritables causes de naissance et de mortalité des portefeuilles. Encore faut-il que les bases de données maintiennent la connaissance des disparus.

La taille d'un portefeuille permet-elle une amélioration ou, au contraire, nuit-elle à la performance. L'étude de Indro *et alii* (1999) donne un début d'explication à ce concept de taille optimale qui permettrait une bonne souplesse de gestion.

La persistance de la performance fait l'objet de nombreuses études au cours des années 1990 mais aucun chercheur ne trouve de résultat positif probant sur longue période ; la conclusion est laissée à Bogle (1992) qui renvoie l'investisseur vers les fonds indexés.

Au total, la revue des causes explicatives de la performance s'enrichit en s'éloignant parfois des mesures classiques. L'étude de Chevalier et Ellison (1999) qui porte sur le diplôme du gérant et sa relation avec la performance de gestion est un exemple d'une forme d'impuissance à trouver une martingale universelle.

## **Conclusion de la deuxième partie**

Les modèles de mesure de performance ont évolué au fil du temps.

Le ratio d'information a tout d'abord consacré la moyenne et la variance comme moyens d'évaluer la rentabilité et le risque. Toutefois, les limites de ce ratio apparaissent vite : les travaux de Grinold et Kahn (1995) reposent sur la connaissance *ex ante* de l'aversion au risque de l'investisseur. Or, celle-ci ne peut être connue et l'évaluation qualitative de la gestion repose sur des limites sans doute trop lâches pour être considérées comme précises.

Les mesures classiques de Treynor, Jensen et Sharpe datent des années soixante, elles sont basées sur la relation du MEDAF et cernent les notions de risque global, spécifique et systématique. Ces notions permettent de mieux appréhender la stratégie d'investissement d'un gérant et, pour le ratio de Sharpe, de classer les portefeuilles compte tenu du risque total encouru. Treynor et Mazuy (1966) apportent l'idée de l'évolution du risque systématique corrélée à l'anticipation de l'évolution du marché. Les promoteurs de ces mesures classiques constatent qu'il est difficile pour un gérant de battre la marché.

Il revient à Fama (1972) de réaliser une synthèse des rôles exercés par les différents intervenants en partant de l'investisseur final qui choisit le moment d'entrer sur le marché.

Ce rôle n'est jamais remis en cause dans la littérature, il est encore souligné par Sharpe (1998). Nous avons consacré par ailleurs un chapitre dans la première partie à l'étude des biais comportementaux qui viennent modifier l'appréciation du risque suivant les informations reçues, les gains et les pertes enregistrées. Ces biais font l'objet d'un courant d'observations récentes parce que les chercheurs ont accès à des bases de données de clients fournies par les sociétés opérant sur les marchés. Le client final est récompensé ou sanctionné de sa prise de risque par la rentabilité d'ensemble du marché.

Le rôle du gérant revient alors à anticiper les mouvements de celui-ci, et, surtout, à savoir choisir les titres dont la performance sera meilleure que celle du marché. Le risque pris par le gérant tient alors à la diversification imparfaite du portefeuille activement géré.

Les critiques émises par les chercheurs sur ces mesures classiques n'ont pas permis de valider un nouveau paradigme d'évaluation de performance tant et si bien que la sophistication apportée progressivement à la décomposition du résidu de la régression n'offre pas de stabilité suffisante pour que l'un ou l'autre modèle fasse l'unanimité.

La persistance de la performance est l'objet de nombreuses études, puisque, faute de pouvoir disséquer intégralement une performance, les chercheurs traquent le ou les phénomènes susceptibles d'orienter l'investisseur vers les meilleures équipes de gestion. En toute logique, le phénomène de performance est limité dans le temps lorsqu'il existe. En effet, si une équipe ou un gérant étaient capables de générer systématiquement une rentabilité supérieure à la moyenne, les flux de liquidités s'orienteraient vers le même point d'attraction qui, de loin en loin, serait à lui seul le marché.

Ainsi, lorsque certains auteurs perçoivent un effet de persistance, il convient de savoir si cette information est utilisable par les investisseurs finaux. Il apparaît difficile d'abonder dans ce sens puisque les méthodologies employées sont différentes d'une étude à l'autre. L'investisseur ne peut pas investir dans la moitié des portefeuilles d'un échantillon lorsque la persistance est constatée sur une telle proportion. En effet, compte tenu de la dilution des sommes en jeu et des frais engendrés par une telle tactique, l'avantage éventuel est ruiné par les frais d'entrée et de sortie. De même, l'étude de Bauman et Miller (1994) est basée sur la connaissance des cycles du marché ; ces auteurs renvoient donc l'investisseur à ses responsabilités dont nous parlons ci-dessus à propos de la synthèse de Fama ; l'effet de persistance de performance ne peut être anticipé par le client et n'a donc pas de valeur économique.

Un courant de réflexion se fait jour sur le rôle joué par la mercatique puisque les promoteurs des portefeuilles sont rémunérés par les commissions sur les fonds gérés. Il est certain que la corrélation que nous exposons en introduction générale entre les créations de portefeuilles et l'évolution du marché repose la question de l'effet d'entraînement telle qu'elle est exposée par Mosebach et Najand (1999).

Au total, les mesures de performance classiques constituent un socle solide malgré les critiques dont elles font l'objet. A ce jour, la recherche des facteurs de performance continue d'alimenter un courant de littérature, preuve qu'une martingale n'a pas encore été trouvée.

## Partie 3

# **L'évaluation de la performance des OPCVM actions françaises**

## **Introduction**

La revue de littérature effectuée dans les chapitres précédents permet de formuler nos hypothèses. C'est l'occasion également de présenter la base de données mise à notre disposition par Standard and Poor's Micropal. Nous consacrons le premier chapitre à ce sujet.

Les contraintes réglementaires de gestion ajoutées aux forces et faiblesses de notre base de données conditionnent les choix méthodologiques; c'est l'objet du deuxième chapitre.

La réponse aux hypothèses de notre étude suppose que soient levées les incertitudes nées de la distribution des rentabilités. En effet, admettre que la moyenne et la variance permettent d'établir une hiérarchie des risques suppose que la distribution des rentabilités suive une loi normale ou log-normale. Nous discutons de cet aspect dans le troisième chapitre.

Nous cherchons ensuite dans les quatrième, cinquième et sixième chapitres à observer les performances des OPCVM au moyen des mesures classiques que nous avons passées en revue dans la deuxième partie.

A cette occasion, nous posons quelques questions complémentaires: la taille des portefeuilles gérés entraîne-t-elle une différence de performance de gestion significative ?

Nous abordons également un aspect typiquement hexagonal, celui de la fiscalité. L'avantage fiscal du Plan d'Epargne en Actions modifie-t-il le comportement des gérants qui travaillent sous la contrainte du maintien d'un pourcentage élevé de valeurs françaises ou assimilées dans leur portefeuille?

L'orientation de gestion doit-elle être considérée comme une réelle opportunité de diversification dans les placements ou est-elle un montage mercatique



efficace pour attirer l'épargne des investisseurs? Il convient d'aborder ce point de vue sous l'angle non seulement de la valeur absolue de la performance mais encore sous celui de la valeur relative par rapport au *benchmark*.

Ces premières hypothèses étudiées, reste à mesurer la persistance de la performance au fil du temps. Nous envisageons alors plusieurs pas d'observation afin d'essayer de cerner au mieux les incidences du calendrier mais aussi celles des mouvements du marché dans son ensemble. C'est l'objet du dernier chapitre.

## Chapitre 1

### Présentation des hypothèses



#### Introduction

Les hypothèses liées à la mesure de performance des OPCVM côtés en France que nous abordons tout d'abord sont classiques dans le sens qu'elles ont été développées précédemment dans la littérature.

Nous posons d'abord la question de base de tout investisseur: les gérants battent-ils le marché? Nous traitons les questions en profitant des caractéristiques de notre base de données. En effet, nous observons les éventuelles conséquences de la taille des portefeuilles gérés, de leur orientation de gestion dédiée aux grandes ou aux petites capitalisations. Nous étudions enfin l'incidence de la fiscalité française sur les performances.

Nous avons développé dans les parties précédentes les notions de risque spécifique et systématique. Nous passons sous revue les questions liées aux performances des OPCVM actions françaises en utilisant les ratios de Treynor, Sharpe, Jensen. Nous chercherons à savoir quelle est la réaction des gérants

face au changement de bêta, leur capacité d'anticipation en utilisant les mesures de Treynor et Mazuy, Henrikson et Merton, et, enfin, celle de Bhattacharya et Pflleiderer.

La question de la corrélation entre le risque spécifique et le risque systématique a été posée dans la littérature. Nous observerons également cette relation et, en utilisant les notions de diversification et de sélectivité nette présentées par Fama, nous affinerons nos hypothèses d'étude du risque spécifique.

Existe-t-il un effet de persistance de la performance? Cette question posée, nous regarderons si les portefeuilles créés depuis peu exhibent de meilleures performances que les anciens.

Enfin, s'il existe un effet de persistance, nous mesurerons la rentabilité d'une stratégie en utilisant des pondérations différentes.

La présentation de la base de données termine la présentation des hypothèses. Nous présentons le tri des portefeuilles que nous avons effectué, leur classement suivant les styles de gestion, les intervalles d'observation retenus.

## **1 Les gérants battent en moyenne le marché**

### 1-1 L'ensemble des OPCVM

C'est la première question qui intéresse les investisseurs: contrairement à la théorie financière, est-ce que certains gérants peuvent faire mieux que le marché? Cette question est posée à orientation de gestion comparable, nous distinguons les portefeuilles généralistes des portefeuilles spécialisés.

$H_{0\ 1-1}$  La performance des OPCVM gérés en France est supérieure à l'indice de référence.

$H_{1\ 1-1}$  La performance des OPCVM gérés en France n'est pas supérieure à l'indice de référence.

## 1-2 Le style de gestion.

Quelle est la meilleure orientation de gestion? En d'autres termes, la performance d'un portefeuille est-elle indépendante de l'orientation choisie? Quels sont ceux qui exhibent la meilleure rentabilité? Les hypothèses sont les suivantes:

$H_{0\ 1-2}$  La performance des OPCVM gérés en France est indépendante de l'orientation de gestion

$H_{1\ 1-2}$  La performance des OPCVM gérés en France dépend de l'orientation de gestion choisie

## 1-3 Distinction entre les SICAV et les Fonds Communs de Placement

Nous distinguons ensuite à partir de l'hypothèse générale les compléments liés à la taille et, accessoirement, au statut juridique des portefeuilles gérés, nous apportons la réponse à la question suivante: vaut-il mieux investir dans un portefeuille de grande taille ou de taille plus modeste? Comme nous ne disposons pas des mouvements de fonds et de parts et actions, nous posons en préalable que la taille des SICAV est supérieure à celle des Fonds Communs de Placements

$H_{0\ 1-3}$  La performance des SICAV gérées en France est supérieure à l'indice de référence.

$H_{1\ 1-3}$  La performance des SICAV gérées en France n'est pas supérieure à l'indice de référence.

Les hypothèses complémentaires sont les suivantes:

En suivant le raisonnement de Indro *et alii* (1999),

$H_{0\ 1-31}$  Il n'y a pas de différence de performance entre les SICAV et les FCP

$H_{1\ 1-31}$  Il y a une différence de performance entre les SICAV et les FCP. Dans ce cas, la taille du portefeuille peut avoir une incidence sur la performance. Il y aurait un avantage procuré par une taille plus modeste qui conduit à une meilleure souplesse de gestion.

#### 1-4 L'incidence de la fiscalité

Il est permis de penser que le gérant soumis à la contrainte fiscale du Plan d'Epargne en Actions voie sa gestion pénalisée en cas de baisse du marché et ne puisse, dans l'ensemble, non seulement battre le marché, mais encore ne puisse réaliser des performances comparables à celles des gérants qui travaillent sans contrainte de gestion.

$H_0_{1-4}$  Il n'y a pas de différence de performance entre les SICAV et les FCP bénéficiant de l'avantage fiscal du Plan d'Epargne en actions et celles et ceux qui n'en bénéficient pas,

$H_1_{1-4}$  Il y a une différence de performance entre les SICAV et les FCP suivant leur statut fiscal.

## **2 Les gérants face aux mesures de risque systématique et spécifique**

Il s'agit ici d'observer non seulement la rentabilité mais aussi le risque pris par les gérants. Nous avons abordé dans le premier paragraphe les moyennes de rentabilité, il s'agit maintenant de mesurer les rentabilités "anormales" telles qu'elles ont été définies dans la première partie.

#### 2-1 Les gérants sont capables de dégager une rentabilité "anormale"<sup>1</sup>

C'est la mesure de Jensen (*cf supra*) que nous appliquons afin de connaître la capacité de sélectivité des gérants.

$H_0_{2-1}$  Les gérants ont une capacité de sélectivité

$H_1_{2-1}$  Les gérants n'ont pas de capacité de sélectivité

---

<sup>1</sup> Afin de ne pas allonger la liste des hypothèses, le lecteur voudra bien noter que nous étudierons systématiquement les différences susceptibles d'exister suivant la taille du portefeuille, la fiscalité et l'orientation de gestion.

## 2-2 La valeur du bêta suit-elle les mouvements du marché?

Au delà de la mesure d'ensemble couverte par notre étude, nous avons segmenté en sous-périodes de hausse et de baisse l'ensemble de la durée d'observation afin de savoir si les gérants s'adaptent aux mouvements du marché.

$H_{0\ 2-2}$  Les gérants ont une capacité d'adaptation aux mouvements du marché

$H_{1\ 2-2}$  Les gérants n'ont pas de capacité d'adaptation aux mouvements du marché.

Nous vérifions également si le constat de Malkiel (1995) concernant la corrélation entre les bêtas dans les périodes de hausse et de baisse se vérifie à Paris. De même, nous observons la relation entre les rentabilités et les Bêtas.

## 2-3 La mesure de Treynor

Cette mesure de la rentabilité par unité de risque systématique permet de repérer les rentabilités en excès du risque systématique du portefeuille de marché; elle conduit à l'hypothèse suivante

$H_{0\ 2-3}$  Les portefeuilles activement gérés ont une rentabilité en excès du risque systématique du portefeuille de marché

$H_{1\ 2-3}$  Les portefeuilles activement gérés ont une rentabilité en-deçà du risque systématique du portefeuille de marché

## 2-4 La mesure de Sharpe

Il s'agit sans doute de la mesure la plus connue. Le risque est défini comme l'écart type des rentabilités du portefeuille; un ratio élevé vient sanctionner une performance élevée avec une faible amplitude des variations. Ce ratio permet en outre d'établir le classement des portefeuilles entre eux, d'où la formulation de l'hypothèse:

$H_0$  2-4 Le classement des portefeuilles suivant le ratio de Sharpe permet de détecter une performance élevée et régulière des OPCVM

$H_1$  2-4 Le classement des portefeuilles suivant le ratio de Sharpe ne permet pas de distinguer une différence de performance et de risque entre OPCVM.

#### 2-5 La mesure de *market timing* de Treynor et Mazuy

Avec cette méthode de *market timing* nous essayons de mesurer la capacité des gérants à anticiper les mouvements du marché au-delà de la seule valeur d'adaptation.

$H_0$  2-5 Les gérants ont une capacité d'anticiper les mouvements du marché

$H_1$  2-5 Les gérants n'ont pas de capacité d'anticiper les mouvements du marché.

#### 2-6 La mesure de *market timing* de Henrikson et Merton

Cette deuxième méthode permet, selon ses promoteurs, de mesurer l'adéquation de la réponse du gérant aux informations qu'il reçoit.

$H_0$  2-6 Les gérants reçoivent des informations de qualité qu'ils utilisent correctement

$H_1$  2-6 Les gérants reçoivent des bonnes informations mais ne les utilisent pas correctement

#### 2-7 La mesure de *market timing* de Bhattacharya et Pfleiderer

Cette troisième méthode permet, selon ses promoteurs, de mesurer la conviction dont le gérant fait preuve au travers de la réponse qu'il donne aux informations qu'il reçoit. En d'autres termes, si le gérant est convaincu de ses choix, cette mesure doit être statistiquement significative.

$H_0$  2-7 Les gérants reçoivent des informations de qualité qu'ils utilisent en adoptant une attitude agressive dans la composition du portefeuille

$H_1$  2-7 Les gérants ne font pas preuve de conviction dans la qualité des informations qu'ils reçoivent.

### **3 La relation entre le risque systématique et le risque spécifique**

Il s'agit ici de mesurer la corrélation qui existe entre le risque systématique et le risque spécifique. Nous menons dans le même temps une recherche sur la notion de sélectivité nette de Fama (*cf supra*)

#### 3-1 La corrélation entre l'alpha et le bêta

Grinblatt et Titman (1989) montrent la fragilité des mesures de performance lorsqu'il n'y a pas de corrélation entre le risque spécifique et le risque systématique. Il convient donc de vérifier l'hypothèse de corrélation entre les deux.

$H_0$  3-1 Il existe une relation entre la rentabilité "anormale" et le niveau de risque systématique

$H_1$  3-2 La capacité de sélectivité n'est pas corrélée avec la capacité d'accompagnement des mouvements du marché.

#### 3-2 La mesure de Fama

Nous avons vu dans la première partie que les gérants ne maximisent pas toujours la possibilité de diversification qui s'offre à eux.

$H_0$  3-2 Les gérants ne maximisent pas la possibilité de diversification de leur portefeuille

$H_1$  3-3 La capacité de sélectivité nette des gérants leur permet d'optimiser la diversification du portefeuille géré.



La vérification de cette hypothèse sera également l'occasion d'observer les effets de la diversification lorsque le marché est négatif alors que le portefeuille activement géré dégage une performance positive.

#### **4 Les indicateurs de persistance de performance**

Après avoir décomposé la performance des portefeuilles, l'investisseur souhaite savoir si un gérant qualifié comme ayant des performances supérieures à la moyenne est capable de réitérer ces performances au fil du temps. En quelque sorte, existe-t-il un effet *momentum* positif du gérant? De plus, ceux qui dégagent des performances en retrait peuvent-ils retrouver la voie du succès?

##### 4-1 Quelle mesure suivre?

Les investisseurs se trouvant éventuellement devant une batterie complète de mesures de performances souhaitent savoir quel est le meilleur indicateur de l'avenir.

$H_{0\ 4-1}$  Les rentabilités passées sont annonciatrices des rentabilités futures

$H_{1\ 4-2}$  Les rentabilités passées ne permettent pas d'augurer de l'avenir.

A cette occasion, nous mènerons également le test sur les mesures que nous venons de passer en revue dans les hypothèses précédentes afin de savoir si l'une ou plusieurs d'entre elles permettent à l'investisseur d'exercer un choix judicieux.

##### 4-2 Faut-il investir dans un nouveau portefeuille?

Nous suivons la démarche de Arteaga *et alii* (1998) exposée dans la revue de littérature et mesurons la performance des portefeuilles durant leur année de création avec deux hypothèses:

$H_{0\ 4-2}$  Les rentabilités des nouveaux portefeuilles sont supérieures à celles des portefeuilles plus anciens

$H_{1\ 4-2}$  Les rentabilités des nouveaux portefeuilles ne sont pas différentes de celles des portefeuilles plus anciens

$H_{0\ 4-20}$  Les rentabilités de la deuxième année ne reproduisent pas celles de la première

$H_{1\ 4-21}$  Les rentabilités de la deuxième année sont au moins égales à celles de l'année de création.

## **5 La stratégie d'investissement basée sur l'arbitrage en faveur des portefeuilles estimés les meilleurs**

Comme nous avons déterminé quels sont les gagnants et les perdants suivant plusieurs mesures de rentabilité et de risque, il convient de savoir si une stratégie d'investissement basée sur ces mesures peut améliorer la richesse de l'investisseur.

Christopherson *et alii* (1999) remettent en cause la proposition de Elton *et alii* (1996) sur la meilleure pondération à adopter en matière d'allocation d'actifs. Nous sommes donc amenés à formuler deux hypothèses en ayant rappelé au préalable que nos constats sont effectués sans frais d'entrée ni de sortie.

### 5-1 Une stratégie équilibrée

$H_{0\ 5-1}$  Une stratégie d'investissement basée sur la recherche des meilleures performances en les équipondérant permet de dégager une rentabilité complémentaire

$H_{1\ 5-1}$  Il est préférable de ne pas toucher à la composition du portefeuille d'origine

## 5-2 Une stratégie avec pondération

$H_{0\ 5-2}$  Une stratégie d'investissement basée sur la recherche des meilleures performances permet de dégager une rentabilité complémentaire en adoptant une pondération favorisant les meilleurs.

$H_{1\ 5-2}$  Il est préférable de ne pas toucher à la composition du portefeuille d'origine qui a été réalisée sur la base d'une pondération favorisant les meilleurs portefeuilles

## 5-3 La comparaison des deux stratégies

Suivant les résultats des propositions exprimées en 5-1 et 5-2, il est intéressant de savoir si une composition pondérée est plus rentable qu'une composition équipondérée.

$H_{0\ 5-3}$  La meilleure stratégie est celle de l'équipondération  $H_{0\ 5-1}$

$H_{1\ 5-3}$  Il est préférable de recourir à la pondération comme en  $H_{0\ 5-2}$  afin d'améliorer la rentabilité globale

# **6 La base de données**

## 6-1 Description

Chaque portefeuille est décrit au moyen d'un code valeur qui sert à trier de manière fiable les OPCVM de la base entre SICAV et FCP. Chaque portefeuille est classé suivant une catégorie principale et secondaire ce qui permet d'aller au-delà des 5 grandes catégories de la COB.

## 6-2 Le tri des portefeuilles

Comme nous nous intéressons strictement à la gestion active des actions, notre première étape de tri consiste, en suivant les indications attribuées par

Standard & Poor's Micropal, à ne retenir que les portefeuilles composés d'actions à l'exception des portefeuilles mixtes, actions et ou obligations et ou monétaires. De même, nous n'avons pas retenu les portefeuilles indexés dont le but est de dupliquer un indice de marché.

Les fonds de fonds ne sont pas non plus considérés comme représentatifs d'une gestion active au premier degré. L'accumulation des frais de gestion aux différentes étapes de composition vient en outre pénaliser l'ensemble de la performance de cette catégorie d'OPCVM.

### 6-3 L'intervalle d'observation

Le choix du pas entre deux observations est dicté par le fait que certains FCP ne donnent leur valeur liquidative qu'à la quinzaine. Comme il existe de plus des décalages d'observations, nous avons préféré opter pour le pas mensuel afin d'assurer la meilleure fiabilité possible.

Nous complétons plus loin la motivation de ce choix qui permet de mieux assurer la normalité de la distribution et d'éviter une partie de la problématique de l'hétéroscédasticité.

### 6-4 Les objectifs de gestion

Outre le secteur géographique d'investissement, notre base donne également la typologie des valeurs qui composent le portefeuille. Les petites capitalisations et les valeurs moyennes sont répertoriées clairement. Ces indications nous offrent la possibilité de comparer les performances réalisées face à l'indice de référence approprié et de signaler les anomalies qui apparaissent de ce point de vue au regard de l'objectif déclaré par le gérant.

### 6-5 La fiscalité

Les organismes collecteurs de l'épargne ne manquent pas de souligner les avantages fiscaux liés aux placement de type Monory à l'origine devenu à la suite PEA (Plan d'épargne en actions). Comme nous avons la distinction du régime fiscal dans la base, nous pouvons étudier l'éventuelle différence de gestion qui existe entre les deux régimes fiscaux.

## 6-6 Les portefeuilles disparus

Nous avons consacré une large place à la mesure du biais du survivant tel qu'il est décrit dans la littérature, certains auteurs soulignent son importance alors que d'autres la limitent à des proportions plus modestes voire insignifiantes. Il ne nous est malheureusement pas possible de fournir une étude du phénomène car la base ne recense que les portefeuilles existant en fin d'observation.

En suivant les observations citées, nous pouvons ainsi affirmer avec prudence que les portefeuilles qui survivent et que nous allons mesurer sont sans doute les meilleurs de leur catégorie au fil du temps car les porteurs sont satisfaits des performances dégagées. Les promoteurs sont également satisfaits car rémunérés à un niveau de profitabilité jugé suffisant pour ne pas être tentés de faire disparaître le portefeuille.

## 6-7 Les frais et commissions

Nous possédons l'information du niveau de commissions d'entrée et de sortie en fin de période d'observation, de même nous connaissons les frais de gestion prélevés sur les actifs des portefeuilles gérés. Malheureusement, nous ne disposons pas de l'historique de ces données qui ont fluctué dans le temps. L'exemple des fonds monétaires est révélateur de la nécessité de connaître avec précision l'historique des frais et commissions ; dans ce cas, les frais ont diminué au fur et à mesure que les taux courts décroissaient en niveau.

En ce qui concerne les fonds consacrés aux actions, la concurrence des nouveaux entrants sur le marché a amené un tassement des commissions d'entrée et de sortie de même qu'une modération des frais de gestion. Nous ne pouvons cependant approfondir valablement l'étude de l'hypothèse qui voudrait que les portefeuilles les plus performants puissent se permettre de prendre les frais les plus élevés. De même, nous ne pouvons vérifier que les portefeuilles qui prélèvent peu de frais ont des performances comparables à ceux qui font payer cher une réputation d'expertise.

## 6-8 Synthèse des critères: le nombre de portefeuilles observés

Nous présentons ci-dessous sous forme de tableaux successifs notre base de données compte tenu des critères que nous venons de passer sous revue.

**Base de données des OPCVM actions françaises**

Année de création	créations de l'année	nombre total d'OPCVM	dont style				
			généraliste	petites capi	mat premier	foncier	or mét préci
1988		127	91	15	5	8	8
1989	20	147	105	15	5	13	9
1990	10	157	110	18	5	15	9
1991	26	183	126	22	5	20	10
1992	48	231	167	28	5	21	10
1993	30	261	191	32	5	23	10
1994	19	280	208	33	6	23	10
1995	24	304	224	39	8	23	10
1996	32	336	252	43	8	23	10
1997	54	390	294	54	9	23	10
1998	74	464	357	64	9	24	10
1999	123	587	452	91	9	25	10

Note: par créations il faut entendre le chiffre net de créations. Le chiffre de 1988 comprend le stock existant antérieurement et les créations de l'année.

Le critère de sélection est le coefficient de détermination le meilleur possible.

Les créations sont cumulées par style de gestion

dont style généraliste							
Année de création	total	dont SICAV		dont FCP		dont PEA	
		PEA	non PEA	PEA	non PEA	PEA	non PEA
1988	91	55	25	30	36	19	17
1989	105	60	28	32	45	24	21
1990	110	62	31	32	48	27	21
1991	126	70	32	38	56	33	23
1992	167	90	37	43	77	49	28
1993	191	90	44	45	101	68	33
1994	208	98	48	49	110	73	37
1995	224	101	49	51	123	80	43
1996	252	106	51	55	146	89	57
1997	294	114	51	63	180	105	75
1998	357	143	64	81	214	118	96
1999	452	171	76	95	281	137	144

dont style petites capitalisations							
Année de création	total	dont		dont		dont PEA	non PEA
		SICAV	dont PEA	non PEA	FCP		
1988	15	7	7		8	8	
1989	15	7	7		8	8	
1990	18	8	8		10	10	
1991	22	8	8		14	14	
1992	28	10	10		18	18	
1993	32	12	12		20	20	
1994	33	13	13		20	20	
1995	39	17	17		22	22	
1996	43	20	20		23	22	1
1997	54	23	21	2	31	29	2
1998	64	27	22	5	37	31	6
1999	91	30	22	8	61	45	16

dont style mat premières							
Année de création	total mat premier	dont		dont		dont PEA	non PEA
		SICAV	dont PEA	non PEA	FCP		
1988	5	1		1	4		4
1989	5	1		1	4		4
1990	5	1		1	4		4
1991	5	1		1	4		4
1992	5	1		1	4		4
1993	5	1		1	4		4
1994	6	2		2	4		4
1995	8	4		4	4		4
1996	8	4		4	4		4
1997	9	4		5	4		4
1998	9	4		5	4		4
1999	9	4		5	4		4

dont style foncier							
Année de création	total	dont		dont		dont PEA	non PEA
		SICAV	dont PEA	non PEA	FCP		
1988	8	8	6	2			
1989	13	12	10	2	1	1	
1990	15	14	12	2	1	1	
1991	20	15	13	2	5	3	2
1992	21	15	13	2	6	3	3
1993	23	16	14	2	7	4	3
1994	23	16	14	2	7	4	3
1995	23	16	14	2	7	4	3
1996	23	16	14	2	7	4	3
1997	23	16	14	2	7	4	3
1998	24	16	14	2	8	5	3
1999	25	17	15	2	8	5	3

dont style or et métaux précieux							
Année de création	total	dont		dont		dont	
		SICAV	PEA	non PEA	FCP	PEA	non PEA
1988	8	1		1	7		7
1989	9	1		1	8		8
1990	9	1		1	8		8
1991	10	1		1	9		9
1992	10	1		1	9		9
1993	10	1		1	9		9
1994	10	1		1	9		9
1995	10	1		1	9		9
1996	10	1		1	9		9
1997	10	1		1	9		9
1998	10	1		1	9		9
1999	10	1		1	9		9

## Conclusion

Les chiffres dont nous disposons forment un outil de recherche solide qui offre la possibilité de mener des investigations sur la performance et le risque encouru au fil du temps suivant les objectifs de gestion définis au préalable et vendus comme tels aux investisseurs finaux.



## Chapitre 2

### **Contraintes de gestion et choix méthodologiques**

#### **Introduction**

Dans l'absolu, il serait souhaitable d'obtenir tous les mouvements de tous les portefeuilles gérés ainsi que toutes les modifications dans la composition des *benchmarks*. Tant en France qu'aux Etats-Unis, ces données ne font pas l'objet de publication.

Aux Etats-Unis, une étude de Amir et Benartzi (1998) détaille les aspects réglementaires de la publication ainsi que la complétude des bases de données de référence. Les auteurs concluent que, dans l'état actuel, les informations à la disposition du public sont de peu d'intérêt pour pouvoir prévoir les rentabilités futures alors que la composition détaillée des portefeuilles conduit à une meilleure capacité d'anticipation.

La méthodologie que nous proposons dans ce chapitre tient compte des souhaits de l'AIMR dans la mesure où nous traitons les données à notre disposition

conformément aux recommandations de cet organisme ; de même la période d'observation est suffisamment longue pour pouvoir estimer la robustesse des performances dans la durée. Nous notons qu'au-delà des aspects de mesure de performance qui nous intéressent ici, cette association élabore un véritable code de bonne conduite.

Reste la problématique de la définition des styles de gestion et des indices de performance utilisés comme étalons. Faut-il utiliser ensuite plusieurs indices ou un seul indice ?

## **1 La rentabilité et les normes de l'AIMR**

Nous reproduisons ici les grands traits des normes de l'AIMR<sup>1</sup> puisqu'elles sont le reflet de l'approche rationnelle de la mesure de rentabilité et de la présentation des résultats.

### 1-1 La rentabilité

Les différentes mesures de rentabilité ont été passées en revue dans la première partie. Nous retenons la définition de la performance comme le rendement global incluant les revenus et les plus ou moins values réalisées et latentes. Les frais de transactions sont déduits<sup>2</sup>.

Cette performance doit être pondérée par le temps et neutraliser les effets des apports et des retraits de fonds<sup>3</sup>.

Les performances des portefeuilles sont à présenter sur une période historique minimale de 5 ans, à l'exception, bien entendu, des créations récentes.

---

<sup>1</sup> Ces normes sont disponibles en français dans le supplément de la revue Analyse financière de septembre 1999 et également sur le site Internet de l'association

<sup>2</sup> Pour le chercheur, la connaissance de ceux-ci serait néanmoins une source d'information sur le comportement du gérant complémentaire à la connaissance de la rotation du portefeuille.

<sup>3</sup> Il convient de noter que, suivant les souhaits de l'AIMR, les apports et retraits seront pris en compte à leur date exacte en 2005.

Morris et Pope (1981) montrent que les comparaisons des paramètres doivent être homogènes dans le temps. Le choix d'une observation mensuelle des rentabilités associée à une observation annuelle du bêta par exemple amène des modifications importantes dans le classement des portefeuilles et, partant, un choix erroné pour l'investisseur. Nous veillons à ce qu'il n'y ait pas de décalage dans notre étude.

#### 1-2 La disponibilité des informations

Selon les souhaits de l'association, les gestionnaires se doivent d'apporter les éléments d'information utiles au lecteur afin que celui-ci comprenne la performance, qu'il s'agisse du mode de calcul ou de la composition des portefeuilles.

#### 1-3 les données élémentaires

Les portefeuilles doivent être évalués au prix de marché. La comptabilité doit être tenue à compter de 2005 en date d'engagement ou de négociation. La réglementation française est claire sur ce sujet et suit ces recommandations. Les dividendes doivent être comptabilisés le jour de leur détachement : nous trouvons là un complément méthodologique qui oriente le choix des indices de référence.

Le souhait de l'association est de voir la performance nette de toute retenue à la source non récupérable alors que la performance doit tenir compte des retenues à la source récupérables ; nous entrons alors dans une problématique plus individuelle puisqu'elle suppose que l'intermédiaire connaisse la fiscalité qui frappera l'investisseur.

#### 1-4 les informations complémentaires

Outre la connaissance des apports et retraits de fonds, les sociétés de gestion doivent fournir une information sur les encours gérés ; cette recommandation est d'autant plus intéressante que le porteur connaît rarement la réelle puissance financière de l'organisme de gestion.

Il existe de ce point de vue une confusion dans l'esprit des épargnants qui ne connaissent pas la différence entre la notion de gérant et celle de dépositaire. De plus, la presse se fait régulièrement l'écho d'une course à la taille qui ne distingue pas nettement la notion de *front office* dont nous dirons qu'elle s'occupe réellement de la gestion, de celle de *back office* en charge des aspects administratifs dont les coûts doivent être minimisés au maximum pour pouvoir diminuer en retour les frais de gestion grevant les portefeuilles. Les normes de l'AIMR ne peuvent couvrir les disparités de situations juridiques des promoteurs, gestionnaires et dépositaires existant de par le monde.

#### 1-5 l'incidence des frais

L'association souligne enfin avec insistance le besoin de transparence en matière de frais, droits d'entrée et de sortie. A notre connaissance, il n'existe pas de base historique sur ce sujet en France et notre recherche trouve là une limite d'importance. Les chercheurs essaient d'intégrer le biais du survivant et de sélection dans leurs études, la survivance d'un portefeuille est directement liée à la rentabilité dégagée par les frais avant même de considérer la notion de performance.

L'exemple des portefeuilles dont l'orientation de gestion est l'or et les métaux précieux en est un vivant exemple. Nous verrons que la performance de cette orientation est globalement négative. Les investisseurs rationnels doivent donc arbitrer leurs avoirs vers un autre secteur. Comme ils ne le font pas, les OPCVM continuent d'exister sans faire l'objet d'une mesure de fusion parce qu'ils sont suffisamment rentables pour les organismes de gestion et les dépositaires.

## **2 Les directives de la COB**

Alors que l'AIMR n'émet que des recommandations et un code de bonne conduite, la COB souligne les aspects de la réglementation applicable en France.

## 2-1 l'information

Selon la COB, la notice d'information répond à trois objectifs essentiels :

- décrire l'identification du portefeuille et du gestionnaire
- déterminer l'objectif de gestion et de rentabilité
- donner la possibilité de comparer les OPCVM entre eux

Plus précisément, la notice d'information doit répondre aux questions suivantes :

- quel est l'organisme de commercialisation de l'OPCVM ?
- qui est le dépositaire<sup>4</sup> ?
- quelle est l'orientation de gestion ?
- quelle est la durée de placement la mieux adaptée pour la détention de l'OPCVM ?
- quels sont les frais de gestion ? Quelles sont les commissions de souscription et de rachat ?
- quelle est la fréquence de valorisation<sup>5</sup> et le mode de valorisation ?
- quels sont les risques financiers encourus par le type de gestion de l'OPCVM ?  
Et notamment, l'exposition au risque de change et le recours éventuel aux marchés à terme.

La classification de la COB par type d'OPCVM n'entraîne pas de remarque particulière puisque nous limitons nos investigations à la gestion active des actions françaises. Toutefois, l'accent est mis par la COB sur le fait que la composition des portefeuilles de cette catégorie sera consacrée à un pourcentage minimal de 60% d'actions, ainsi "*l'OPCVM suivra largement à la hausse comme à la baisse le marché des actions*".

Le rapport de gestion (trimestriel si le portefeuille a un actif supérieur à 80 millions d'Euros) doit reprendre la politique de gestion suivie, les opérations réalisées et les résultats obtenus en soulignant l'exposition aux différents risques suivant leur nature.

---

<sup>4</sup> La distinction entre le gérant et le dépositaire fait l'objet d'une mise à jour constante des attributions respectives afin d'éviter les (éventuels) conflits d'intérêts

<sup>5</sup> Tout portefeuille d'une valeur supérieure à 80 millions d'Euros doit faire l'objet d'une valorisation quotidienne

Nous avons effectué un sondage de trois grands organismes collecteurs de l'épargne gérée en France représentant environ la moitié de la part de marché hexagonale. Cette réglementation est suivie même si nous pouvons regretter que les rapports trimestriels ne donnent pas clairement le montant des frais de gestion dans un cas et dans l'autre avec un caractère d'imprimerie inférieur au corps 8, donc difficilement lisible. La durée de placement recommandée pour les OPCVM actions est le moyen long terme ou une durée supérieure à trois ans, cette interprétation paraît équivalente.

Le chercheur ne peut trouver le détail des mouvements et la composition des portefeuilles ; ces données paraissent être un sujet tabou. Si nous retrouvons bien les grands secteurs composant les portefeuilles, nous n'avons jamais obtenu de détail précis de composition, c'est une limite à notre étude, les gérants répugnent à fournir ces indications pour des raisons stratégiques fût-ce avec un décalage de plusieurs années...

La remarque de Amir et Benartzy (1998) que nous indiquons en introduction pour les Etats-Unis trouve toute son actualité en France.

L'investisseur final se trouve placé dans la position du chercheur, et, faute de temps à consacrer à l'étude des risques sectoriels, il se trouve devant un portefeuille dont il peut suivre de loin en loin les risques sans connaître précisément le secteur ou les investissements précis qui ont dégagé un gain ou une perte.

Nous citons en introduction générale les observations de Salvati (1997) qui décrivent les raisons pour lesquelles l'investisseur final délègue à un tiers la gestion de son portefeuille. Force est de reconnaître que la transparence n'est pas complète et, quand bien même cet investisseur consacrerait du temps à l'observation des évolutions du ou des portefeuilles gérés, l'argent qu'il laisse au gestionnaire professionnel ne lui permet pas d'obtenir une information exhaustive sur le détail des opérations effectuées. Cette opacité limite sans doute la confiance des investisseurs sans qu'il soit possible de mesurer ce biais psychologique. Comme nous savons que plus l'investisseur est âgé, moins il prend de risques, les organismes de placement pénalisent peut-être leur action de collecte. Une enquête permettrait sans doute de répondre en partie à cette hypothèse. C'est une autre limite de notre étude.

## 2-2 La gestion et les contraintes réglementaires

La diversification des risques reste pour le législateur une préoccupation constante qui se traduit dans la réglementation. Celle-ci vient limiter les initiatives éventuelles du gérant qui ne peut dépasser un quota d'investissement alors qu'il est persuadé de détenir une information de meilleure qualité que celle de ses collègues.

### 2-2-1 L'obligation de l'obligation

Cette contrainte existe jusqu'en 1988, c'est "*l'obligation de l'obligation*". La signification de cette expression est la suivante : le gestionnaire d'un portefeuille actions est tenu de posséder 30% d'obligations supposées moins risquées selon la version officielle. En fait, le déficit budgétaire de l'époque conduisait les autorités à financer la dette de la France par un ratisage large de l'épargne domestique. Il est d'ailleurs assez surprenant de voir que cette obligation disparaît dans la foulée du krach de 1987 montrant bien que la limitation des risques n'est pas assurée par la détention d'obligations libellées à moyen ou long terme.

Bergeruc (1999) réalise un sondage sur la répartition des actifs d'un échantillon de SICAV et constate que, bien que l'obligation ait disparu, les gérants ne se sont pas engouffrés immédiatement dans l'opportunité de modifier la composition des portefeuilles.

En 1992, 25,98% des portefeuilles restent investis en obligations, bons du trésor, billets de trésorerie et certificats de dépôts négociables. Ce pourcentage tombe en dessous de 15% en 1996 lorsque le marché des actions donne des signes de hausse durable.

Nous avons effectué un sondage similaire pour 15 SICAV en 1999. Les pourcentages observés s'étagent de 2 à 12%. Il semble donc que le nouvel équilibre de gestion issu de l'abandon de la règle ait mis plusieurs années pour se traduire dans la composition des portefeuilles sauf à considérer que, suite au krach de 1987, une gestion prudente des risques n'ait amené les gérants à ne se séparer que progressivement de leurs lignes de créances.

## 2-2-2 La répartition par émetteur

Un portefeuille ne peut détenir que 5% de son actif en titres d'un même émetteur.

Le décret 89-623 du 06 septembre 1989 confirme dans son article 4 la directive du 20 décembre 1985 qui stipule qu'un OPCVM peut détenir jusqu'à 10% de son actif en titres du même émetteur sous la condition suivante : la valeur globale des lignes qui dépassent la limite de 5% ne peut excéder 40% de la valeur globale des actifs. A l'extrême, un gérant peut donc investir dans 4 lignes représentant chacune 10% de la valeur du portefeuille.

Comme un portefeuille actions peut détenir également des titres de créance de court, moyen et long termes, le législateur a prévu une autre limitation.

Ainsi, un portefeuille ne peut détenir plus de 10% d'une même catégorie de titres d'un émetteur, cela signifie qu'un OPCVM peut détenir par exemple 10% de ses avoirs en actions Carrefour et 10% en obligations Carrefour. Notons que les créances sur l'état et garanties par l'état échappent à ces plafonds. Nous pouvons ainsi imaginer un parfait *market timer* investi à 100% en créances d'état quand il estime que le marché des actions rapportera moins que le taux sans risque<sup>6</sup>.

Un OPCVM se doit de procéder aux déclarations de franchissement de seuil en tenant compte des spécificités décidées par chaque entreprise en application de l'article 356 de la loi 66-357 du 24 juillet 1966.

Un OPCVM est par ailleurs tenu d'apporter ses titres au plus offrant en cas d'offre publique d'achat afin de veiller aux intérêts des souscripteurs. En cas d'offre publique d'échange, rien n'empêche de vendre les titres du prédateur suite à l'opération si le gérant estime que les perspectives sont modifiées.

Au total, le législateur a prévu un cadre obligeant le gérant à pratiquer une diversification minimale des risques.

---

<sup>6</sup> Le *flight to quality* des anglo saxons désigne la qualité de la signature et, partant, la diminution du risque encouru



### **3 Les changements d'objectif de gestion**

Les travaux de Sharpe (1988 et 1992) ayant attiré l'attention sur les styles de gestion et les *benchmarks* à utiliser pour pouvoir effectuer des mesures valides, plusieurs auteurs étudient la stabilité des styles.

Le premier sujet de discussion touche au domaine de l'interprétation de la définition du style.

Dans la première partie, nous avons souligné le flou existant aujourd'hui dans la définition avant de présenter les acceptions les plus répandues. Buetow *et alii* (2000) montrent que la dynamique des prix ne permet pas de suivre valablement le processus de décision d'investissement décidé par le gérant.

Le deuxième aspect induit est celui de l'adéquation entre l'orientation de gestion annoncée au départ et celle qui est effectivement réalisée au fil du temps. Comme certains portefeuilles modifient leur orientation de gestion en cours d'existence et changent ainsi de catégorie dans les bases de données, il n'est pas aisé de les suivre au long de leur vie.

Brown et Goetzmann (1997) montrent notamment que les fonds du style *growth* ont tendance à quitter l'objectif initial afin d'améliorer leur performance et, ainsi, d'attirer l'épargne des investisseurs.

Indro *et alii* (1999) constatent également que les fonds du style *value* changent moins d'orientation que les fonds *growth*.

De ce point de vue, nous proposons dans les résultats de notre recherche une approche sur la détection d'un changement éventuel d'orientation en cours de période. Nous en indiquons les limites.

### **4 Les indices de référence**

Le choix des références est primordial quelle que soit la qualité de l'observateur. L'AIMR rappelle que les indices de référence doivent être définis *ex ante* et non pas *ex post*.

#### **4-1 Le taux sans risque**

Tout d'abord, le taux sans risque fluctue dans la littérature puisque nous trouvons le plus souvent des références à un et trois mois. Comme point commun, la référence à court terme est privilégiée. En effet, les variations de taux à court terme sont considérées comme une garantie assurant à l'épargne un rendement net d'inflation.

Morris et Pope (1981) montrent que le choix de la référence à court terme a au demeurant peu d'influence sur le classement des portefeuilles, quand bien même cette référence serait un taux fixe.

Comme le consensus sur ce sujet n'est pas remis en cause dans la littérature, nous ne menons pas de recherche particulière sur cette référence ; comme dans la très grande majorité des études de performance, nous choisissons comme taux sans risque un actif liquide qui fait régulièrement l'objet d'adjudications et qui est également liquide sur le marché secondaire : les bons du trésor à 13 semaines.

#### **4-2 Les indices des marchés actions retenus**

L'investisseur qui a choisi d'entrer sur un marché précis a le même désir que le gérant de comparer la performance à l'étalon du secteur d'activité concerné.

Le promoteur du portefeuille a des préoccupations connexes puisque, au travers de la performance mesurée objectivement, il souhaite obtenir un flux significatif d'argent sur le portefeuille de telle sorte que les commissions d'entrée et de sorties soient juteuses et les frais de gestion récurrents si la performance persiste.

Ne disposant pas des détails de composition des portefeuilles dont nous mesurons la performance, notre choix se porte d'abord sur les indices reconnus officiellement car publiés régulièrement.

Ces indices, vus dans la première partie, posent deux problèmes : la date de départ et la redondance existant entre certains d'entre eux.

Si le CAC 40 a été créé en 1987, le SBF 250 n'a vu le jour que trois ans plus tard, le 31 décembre 1990. Or notre étude porte sur la période 1988-2000. Existait auparavant un indice CAC 240 et un indice AGEFI : ce dernier n'a toutefois pas la même représentativité. Ainsi, dans le cadre de l'étude des portefeuilles généralistes, compte tenu du fait que nous n'avons pas à notre disposition le CAC 240, nous optons pour l'utilisation du CAC 40 dans les trois premières années de l'étude pour passer ensuite au SBF 250.

Les indices des marchés au comptant et du Second marché ne posent pas de problème historique. Nous avons recherché l'indice le mieux corrélé à la performance des portefeuilles observés lorsque nous analysons les petites capitalisations.

En fin de période, la création du Nouveau marché et de son indice nous conduit à adopter la même démarche à partir de 1998.

Ce faisant, nous devons poser la question de l'utilisation d'une référence mono-indicielle ou multi-indicielle.

## **5 L'utilisation d'une référence simple ou multiple**

Nous venons de voir que la stabilité des styles de gestion pouvait être remise en cause. La tentation d'utiliser un *benchmark* pluri-indiciel est alors d'autant plus grande que, statistiquement, l'ajout d'un facteur explicatif influence positivement le coefficient de détermination.

Ce choix comporte toutefois des inconvénients dirimants : nous ne pouvons en effet justifier le choix d'un indice composite pour analyser les portefeuilles dont l'orientation de gestion a été modifiée au cours de la période sous revue. De plus, l'emboîtement des indices de la place de Paris provoque un effet de redondance et de surpondération des grandes valeurs de la côte. La justification d'un indice pluri-indiciel semble impossible à atteindre faute d'une connaissance précise des portefeuilles. Nous choisissons donc la mesure explicative unitaire la plus favorable au regard de l'objectif annoncé.

Nous avons également souligné les inconvénients liés à l'utilisation des indices officiels. Là encore, ces difficultés nous conduisent à prendre l'indice qui explique le mieux, *ex post*, l'action du gérant.

Nous rappelons à cette occasion que Standard & Poor's Micropal effectue en continu le travail de *tracking* des OPCVM par rapport au style de gestion annoncé par le promoteur.

L'application de cette méthode nous amène à traiter avec le même indice les portefeuilles dédiés aux moyennes et aux petites capitalisations. Cet inconvénient apparent est minime puisque, dans notre base de données, le nombre d'OPCVM du style *mid caps* est inférieur à 10.

## **6 Les oscillations du marché**

La période d'observation s'étend de mars 1988 à février 2000 et présente, sur la base du CAC 40 les mouvements de marchés que nous analysons de la manière suivante : pour qu'il y ait existence d'un cycle, deux conditions doivent être remplies. L'une, la durée, doit être égale ou supérieure à trois mois ; la seconde, l'amplitude, doit être supérieure à 10%.

Sur cette base, il existe 7 sous-périodes entre mars 1988 et février 2000 que nous illustrons sur le tableau 3 ci-dessous. La question de la baisse d'août septembre 1998 doit être posée puisqu'elle fut brutale et suivie par un rattrapage aussi brutal. Mais, notre pas d'observation ne permet pas de traduire valablement ce phénomène que nous analysons sous un autre angle ci-après dans le paragraphe consacré à l'hétéroscédasticité.

TABLEAU 3

**Phases de hausse et de baisse du marché**

Phase de	démarrage	fin	durée
hausse	mars-88	juin-90	25 mois
baisse	juil-90	janv-91	7 mois
hausse	févr-91	mai-92	16 mois
baisse	juin-92	janv-93	9 mois
hausse	févr-93	janv-94	11 mois
baisse	févr-94	oct-95	21 mois
hausse	nov-95	févr-00	52 mois

Note: les divisions en cycles suivent deux règles. La première est celle de la durée minimale: 3 mois. La deuxième: l'amplitude du mouvement de hausse ou de baisse doit être au minimum de 10%

**Conclusion**

Ces premiers aspects de méthodologie donnent les limites de notre recherche. La référence à l'hétéroscédasticité offre une transition vers l'analyse des distributions.

## Chapitre 3

# Aspects statistiques de la distribution des rentabilités

### Introduction

L'étude de la distribution des rentabilités est un préalable indispensable pour valider les fondements méthodologiques et les résultats de nos recherches. En effet, si les distributions ne suivent pas une loi normale ou log-normale, il est difficile d'admettre la validité de la moyenne et de la variance comme mesures adéquates des rentabilités et des risques.

Girerd-Potin (1991) souligne comme de nombreux auteurs que les distributions des rentabilités des actions ont souvent des queues épaisses.

En guise d'introduction, nous rapportons les travaux de Leland (1999). Ceux-ci forment en effet une synthèse des doutes exprimés antérieurement sur la validité du cadre moyenne variance comme méthode de mesure du couple performance risque.

Leland (1999) souligne que le cadre théorique de la moyenne variance signifie que l'investisseur éprouve une aversion au risque d'égale valeur que le marché monte ou baisse. Il s'appuie sur les travaux de Roll (1978), Dybvig et Ross (1985a) et Grinblatt et Titman (1989) détaillés dans la première partie pour affirmer que le bêta est mal apprécié par l'investisseur non informé. Comme la valeur de l'ordonnée à l'origine dépend du bêta, la performance "anormale" du risque spécifique est elle-même mal évaluée.

En adoptant une stratégie d'investissement avec effet de levier ou en utilisant les options d'achat en couverture d'un portefeuille, l'auteur obtient des résultats analogues à ceux que nous décrivons dans la présentation du *market timing* artificiel mis en valeur par Jagannathan et Korajczyk (1986) (*cf supra*). L'auteur analyse ce constat en supposant comme Rubinstein (1976) que, si le marché est parfait et que les rentabilités sont indépendantes et identiquement distribuées, la fonction d'utilité peut expliquer une asymétrie valorisée par le marché. Voilà pourquoi une stratégie dynamique laisse apparaître une asymétrie à gauche des rentabilités du portefeuille géré rapportées à celles du marché.

Cette performance en excès du marché ne signifie donc pas une meilleure capacité du gérant mais une anomalie de spécification du cadre de la mesure. De la même manière, une stratégie *momentum* fera apparaître une asymétrie à droite car les valeurs détenues sont surévaluées, le gérant estimant que cette anomalie va perdurer ; dans ce cas, l'alpha positif vient, par erreur, sanctionner positivement le gérant en induisant en erreur le souscripteur non averti.

La proposition de Rubinstein pour remédier à ces imperfections consiste à remplacer le bêta par l'expression :

$$B_p = \frac{\text{cov}\left[R_p, -(1+R_m)^{-b}\right]}{\text{cov}\left[R_m, -(1+R_m)^{-b}\right]} \quad (105)$$

avec b

$$b = \frac{\ln[E(1+R_{mt})] - \ln(1+R_f)}{\sigma^2[\ln(1+R_{mt})]} \quad (106)$$

b est défini comme "le prix du risque du marché" : le taux de rentabilité instantané en excès du marché sur la variance du taux de rentabilité instantané du marché.

Ces coefficients sont supposés améliorer la précision de restitution de la fonction convexe d'utilité marginale lorsque l'investisseur s'enrichit.

Mais à la question de savoir si cette mesure apporte des différences notables par rapport à l'évaluation classique du bêta, la réponse de l'auteur est non. Leland cite par ailleurs une étude de Jackwerth (1997) qui porte sur la période 1926-1996 ; la conclusion de celle-ci est que les rentabilités observées avec un pas journalier ne suivent pas une loi log-normale alors que des intervalles plus longs s'en approchent.

Le cadre de la moyenne variance comme moyen d'évaluer de manière pertinente le couple rentabilité risque reste donc solide.

La distribution des rentabilités des portefeuilles actions françaises activement gérés est notre première étape de recherche. Nous présentons à cet effet les coefficients de symétrie, d'aplatissement et le test de Jarque et Bera qui utilise ces deux données afin de porter un avis sur la loi suivie par les distributions des rentabilités.

Suit une investigation afin de comprendre pourquoi la loi log-normale peut être retenue dans le cadre de notre étude.

### **1 L'asymétrie des distributions**

Nous utilisons la notation de Cramer (1957) qui pose la moyenne et la variance comme les premiers moments d'une distribution. Il définit Le coefficient de symétrie ou *Skewness*:



$$\gamma_1 = \frac{\mu_3}{\mu_2^{3/2}} = \frac{\mu_3}{\mu_2 \sqrt{\mu_2}} \quad (107)$$

Avec  $\mu_1$  représentant la moyenne comme premier moment

$\mu_2$  la variance de la distribution comme deuxième moment

$\mu_3$  la symétrie comme troisième moment

La normalité de la distribution suppose que les estimateurs sont sans biais et non différents de 0.

$$u_2 = \frac{n}{n-1} m_2 = c_2 m_2 \quad (108)$$

et

$$u_3 = \frac{n^2}{(n-1)(n-2)} m_3 = c_3 m_3 \quad (109)$$

La loi normale centrée réduite ne connaît pas en théorie d'asymétrie. La valeur de celle-ci est donc égale à 0

Le z-score est:

$$a_1 = \sqrt{\frac{(n+1)(n+3)}{6(n-2)}} \quad (110)$$

## **2 L'aplatissement des distributions**

Nous reprenons la même notation que dans le paragraphe précédent.

L'aplatissement d'une distribution ou *Kurtosis* s'écrit:

$$\gamma_2 = \frac{\mu_4}{\mu_2^2} - 3 \quad (111)$$

Avec

$\mu_2$  la variance de la distribution comme deuxième moment

$\mu_4$  Le coefficient d'aplatissement comme quatrième moment

L'expression des estimateurs sans biais:

$$u_4 = \frac{n(n^2 - 2n + 3)}{(n-1)(n-2)(n-3)} m - \frac{3n(2n-3)}{(n-1)(n-2)(n-3)} m^2 = c_4 m_4 - c_5 m_2^2 \quad (112)$$

La valeur théorique de ce coefficient d'aplatissement est de 3.

Nous présentons dans le tableau 4 ci-dessous un résumé descriptif des coefficients de symétrie et d'aplatissement. Les chiffres du coefficient de symétrie montrent une asymétrie à gauche que nous retrouvons dans toute la littérature quel que soit le marché observé. Par ailleurs, les coefficients d'aplatissement sont éloignés de la valeur théorique de telle sorte que nous sommes amenés à effectuer un test de normalité des distributions.

TABLEAU 4

**Distribution des rentabilités des OPCVM actions françaises**

Valeur du coefficient	Symétrie	Aplatissement
moyenne	-0,24618	1,43589
médiane	-0,31202	0,97233
minimum	-2,03772	-0,81721
maximum	6,03592	50,64943

Note: 391 OPCVM existants ou créés en 1988 et créés de 1989 à 1997 sont retenus dans l'échantillon de telle sorte qu'il y ait un nombre minimum de 36 observations pour les portefeuilles les plus récents

### **3 Test de normalité**

Jarque et Bera (1980) notent le coefficient de symétrie comme  $b_1$  et celui d'aplatissement comme  $b_2$ .

La distribution asymptotique du coefficient de symétrie suivant une loi normale s'écrit:

$$\sqrt{\frac{T}{6}}\sqrt{b_1} \rightarrow N(0,1) \quad (113)$$

Celle du coefficient d'aplatissement:

$$\sqrt{\frac{T}{24}}(b_2 - 3) \rightarrow N(0,1) \quad (114)$$

Avec

$T$  le nombre d'observations.

Le test joint est défini à partir de ces deux coefficients et suit un Chi 2 avec 2 degrés de liberté<sup>1</sup>:

$$\lambda = \frac{T}{6}(\sqrt{b_1})^2 + \frac{T}{24}(b_2 - 3)^2 \rightarrow \chi_2^2 \quad (115)$$

Nous avons effectué le test de Jarque et Bera sur les portefeuilles existants en 1988 et sur ceux créés de 1989 à 1997 inclus afin d'avoir pour les plus récents d'entre eux un nombre suffisant d'observations.

Les résultats sont présentés dans le tableau 5.

---

<sup>1</sup> Voir à ce sujet Pagan et Hall (1983)

TABLEAU 5

**Nombre de portefeuilles satisfaisant au test de normalité  
de Bera et Jarque au seuil de 1%**

STYLE	généralistes	small caps	mat premiè..	foncier	or	total
<b>SICAV</b>						
hors PEA	50/75	0/2	1/4	2/2	5/9	58/92
PEA	41/50	8/22		9/14		58/86
<b>total SICAV</b>	<b>91/125</b>	<b>8/24</b>	<b>1/4</b>	<b>11/16</b>	<b>5/9</b>	<b>116/178</b>
<b>FCP</b>						
hors PEA	30/63	1/4	1/3	3/3	1/1	36/74
PEA	75/105	10/30		4/4		89/139
<b>total FCP</b>	<b>105/168</b>	<b>11/34</b>	<b>1/3</b>	<b>7/7</b>	<b>1/1</b>	<b>125/213</b>
<b>GLOBAL</b>	<b>196/293</b>	<b>19/58</b>	<b>2/7</b>	<b>18/23</b>	<b>6/10</b>	<b>241/391</b>

Note: chaque portefeuille d'un style de gestion donné est classé suivant sa taille et sa fiscalité.

391 OPCVM existants ou créés en 1988 et créés de 1989 à 1997 sont retenus dans l'échantillon de telle sorte qu'il y ait un nombre minimum de 36 observations pour les portefeuilles les plus récents. Le numérateur correspond au nombre d'OPCVM ayant une distribution log normale.

Le détail des données se trouve en annexe 1.

Avec un total général de 241 portefeuilles sur 391 satisfaisant au test de normalité au seuil de 1%, le résultat du tableau 5 n'offre pas un caractère de certitude nette.

Nous cherchons à savoir si les paramètres de taille, de style de gestion et d'appartenance ou non à la catégorie fiscale du PEA ont une influence sur le comportement des distributions.

La lecture des résultats globaux laisse apparaître que les portefeuilles gérés essentiellement avec des valeurs foncières ou des valeurs de mines d'or et métaux précieux passent le test de manière satisfaisante.

Le style de gestion consacré aux petites et moyennes capitalisations n'offre pas au contraire la caractéristique d'une distribution normale. Il existe donc une première analogie entre les gérants français et ceux des Etats-Unis sur le sujet de la stabilité des styles de gestion (*cf supra §3*).

Enfin, les portefeuilles généralistes n'offrent pas de chiffres suffisamment nets pour pouvoir conclure avec certitude sur la distribution.

Les portefeuilles gérés dans le cadre fiscal du PEA du tableau 7 ci-après répondent mieux au test de normalité que les portefeuilles hors PEA du tableau 6.

TABLEAU 6

**Nombre de portefeuilles hors PEA satisfaisant au test de normalité de Bera et Jarque au seuil de 1%**

STYLE	généralistes	small caps	mat premiè..	foncier	or	total
<b>SICAV</b>						
1988	13/30		0/1	2/2	1/1	16/34
1989	0/2					0/2
1990						
1991	3/6					3/6
1992	2/5			1/1		3/6
1993	1/2					1/2
1994	4/4		1/1			5/5
1995	1/2	0/2				1/4
1996	1/4					1/4
1997	5/8	1/2	1/1			7/11
<b>total SICAV</b>	<b>30/63</b>	<b>1/4</b>	<b>1/3</b>	<b>3/3</b>	<b>1/1</b>	<b>36/74</b>
<b>FCP</b>						
1988	6/17		1/4		5/7	12/28
1989	3/4				0/1	3/5
1990						
1991	2/3			2/2	0/1	4/6
1992	2/5					2/5
1993	3/5					3/5
1994	4/4					4/4
1995	3/6					3/6
1996	10/13	0/1				10/14
1997	14/18	0/1				14/19
<b>total FCP</b>	<b>50/75</b>	<b>0/2</b>	<b>1/4</b>	<b>2/2</b>	<b>5/9</b>	<b>58/92</b>
<b>total Global</b>	<b>80/138</b>	<b>1/6</b>	<b>2/7</b>	<b>5/5</b>	<b>6/10</b>	<b>94/166</b>

Note: nous avons distingué les millésimes de création des portefeuilles (pour 1988, le stock existant est inclus). La gestion dans le cadre fiscal hors PEA est segmentée suivant les styles de gestion: généralistes pour les portefeuilles n'ayant pas annoncé d'orientation de gestion, small caps pour les petites et moyennes capitalisations (la famille des mid caps est trop peu nombreuse pour composer une catégorie); les styles matières premières et foncier ont des performances nettement différenciées des autres familles. Le style de gestion consacré à l'or et aux métaux précieux n'entre pas dans le cadre fiscal du PEA en raison du faible nombre de valeurs françaises et assimilées appartenant à ce secteur.

TABLEAU 7

**Nombre de portefeuilles PEA satisfaisant au test de normalité  
de Bera et Jarque au seuil de 1%**

STYLE	généralistes	small caps	mat premiè..	foncier	or	total
<b>SICAV</b>						
1988	21/25	2/7		5/6		28/38
1989	2/3			1/4		3/7
1990	2/2	0/1		2/2		4/5
1991	1/1			0/1		1/2
1992	5/5	0/2		1/1		6/8
1993	6/7	1/3				7/10
1994	3/4	0/1				3/5
1995	0/1	1/4				1/5
1996	2/2	3/3				5/5
1997		1/1				1/1
<b>total SICAV</b>	<b>41/50</b>	<b>8/22</b>		<b>9/14</b>		<b>58/86</b>
<b>FCP</b>						
1988	9/19	0/8				9/27
1989	3/5			1/1		4/6
1990	2/3	0/2				2/5
1991	5/6	0/4		2/2		7/12
1992	13/16	2/4				15/20
1993	16/19	1/2		1/1		18/22
1994	5/5					5/5
1995	4/8	1/2				5/10
1996	5/9	0/1				5/10
1997	13/15	6/7				19/22
<b>total FCP</b>	<b>75/105</b>	<b>10/30</b>		<b>4/4</b>		<b>89/139</b>
<b>total Global</b>	<b>126/160</b>	<b>18/52</b>		<b>13/18</b>		<b>147/225</b>

Note: nous avons distingué les millésimes de création des portefeuilles (pour 1988, le stock existant est inclus). La gestion dans le cadre fiscal hors PEA est segmentée suivant les styles de gestion: généralistes pour les portefeuilles n'ayant pas annoncé d'orientation de gestion, small caps pour les petites et moyennes capitalisations (la famille des mid caps est trop peu nombreuse pour composer une catégorie); les styles matières premières et foncier ont des performances nettement différenciées des autres familles. Le style de gestion consacré à l'or et aux métaux précieux n'entre pas dans le cadre fiscal du PEA en raison du faible nombre de valeurs françaises et assimilées appartenant à ce secteur.

Ce constat pourrait paraître étonnant dans la mesure où la contrainte de détention permanente d'un pourcentage non négligeable d'actions pénalise en théorie la liberté d'investissement et de *market timing* du gérant.

Il ne l'est pas en fait puisque les responsables gérant les portefeuilles en dehors du cadre fiscal du PEA bénéficient de fait d'une plus grande liberté de manœuvre et essaient de profiter des opportunités nées du *market timing* et du *stock picking*.

Ainsi, les écarts par rapport à la moyenne que nous traitons plus loin dans le cadre de l'hétéroscédasticité varient suivant que la liberté d'action est plus ou moins marquée par le cadre réglementaire.

Comme nous étudions la performance des portefeuilles au regard d'indices de référence, nous avons également soumis ces derniers au test de normalité de Jarque et Bera. Il apparaît que ceux-ci ne suivent pas, eux non plus, une loi log-normale.

Au total, il semble donc en première analyse que le cadre réglementaire du PEA ait un effet stabilisateur sur les distributions des rentabilités.

#### **4 Confirmation des différences de distribution, test de Kruskal Wallis**

Il convient alors de vérifier que les caractéristiques des portefeuilles suivant une loi log-normale sont différentes de celles qui ne répondent pas favorablement au test de Jarque et Bera.

Pour ce faire, nous menons le test non paramétrique de Kruskal Wallis.

La méthode de ce test repose sur le classement de l'ensemble des observations du critère choisi par ordre croissant. Celui-ci permet de déterminer le rang de chacune d'elles. La somme des rangs est ensuite calculée. A partir de ces sommes, la valeur H est obtenue par la formule :

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{j=1}^k \frac{R_j^2}{N_j} - 3(N+1) \quad (116)$$

Avec

$k$  le nombre des échantillons

$N_j$  le nombre de cas dans le  $j$ ème échantillon

$N$  le nombre de cas pour l'ensemble des échantillons

$R_j$  la somme des rangs dans le jème échantillon

$H$  a une valeur suivant un Chi 2 à  $k - 1$  degrés de liberté.

Il convient de rejeter l'hypothèse d'identité des  $k$  populations, au seuil unilatéral de 2.5%, lorsque la valeur  $H$  est égale ou supérieure à la valeur du Chi 2 soit, dans notre étude: 5.02.

Il est à noter que les valeurs ex æquo reçoivent la valeur moyenne des rangs ex æquo.

Nous menons le test sur les résidus des portefeuilles des millésimes existant avant 1990 soit 166 OPCVM qui couvrent toutes les phases de baisse du marché. Le résultat est sans appel puisque avec 15.9710, il faut rejeter l'hypothèse que les portefeuilles suivant une loi log-normale ont des résidus comparables à ceux qui ne suivent pas cette loi.

Cette vérification faite, Il est alors nécessaire d'analyser la présence d'une éventuelle auto-corrélation des résidus avant d'observer le phénomène d'hétéroscédasticité.

## **5 L'auto-corrélation des résidus**

L'indépendance des résidus est l'une des conditions de normalité des distributions. Il arrive fréquemment dans les séries chronologiques que les données présentes soient corrélées avec les données passées. Il est alors possible de prévoir la valeur d'un actif à partir de l'analyse des cours antérieurs, ce qui contrecarre l'hypothèse de la marche aléatoire.

Pour vérifier l'indépendance des résidus, il convient de pratiquer un test sur le coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1. L'un d'eux est le test de Durbin et Watson.

### **5-1 Le test de Durbin Watson**

Ce test consiste à observer l'évolution temporelle des résidus de la régression:



$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2} \tag{117}$$

Avec

$e$  comme expression des résidus

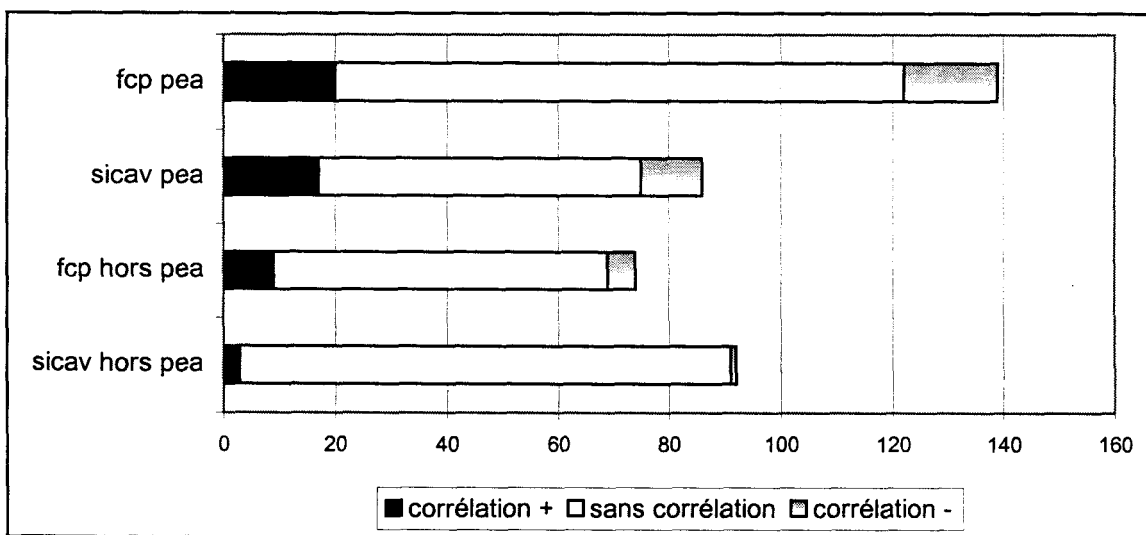
$t$  la valeur au temps  $t$  et  $t-1$  la valeur antérieure

Les résultats se comparent à une table donnée suivant le nombre de variables explicatives et le nombre d'observations. Les mesures du graphique 2 ci-après montrent que les résidus sont indépendants. Il existe des exceptions qui ne représentent que 12.53% des portefeuilles observés exhibant une corrélation positive des résidus. 8.95% des OPCVM montrent une corrélation négative de ceux-ci.

De ce point de vue, l'hypothèse de normalité des distributions est respectée, il n'est pas possible de prévoir à l'avance la rentabilité de la période suivante.

GRAPHIQUE 2

Résultats du test de Durbin Watson



Note: Au total, 49 OPCVM sur 391 ont une corrélation positive au seuil de 5% alors que 35/391 ont une corrélation négative. Il n'y a pas de différence significative de résultat selon la catégorie de portefeuille observée. Le détail chiffré se trouve en annexe 1

Notons que pour les séries temporelles dont le pas d'observation est plus court ou, en cas de doute sur la présence d'auto-corrélation, il est souhaitable de procéder à un autre type de test. C'est le modèle de Box et Jenkins (1970).

### 5-2 Le modèle de Box et Jenkins

Ces auteurs introduisent la notion de retards de 1 ou plusieurs ordres afin d'observer la durée et la vigueur du phénomène d'auto-corrélation.

Celle-ci se calcule:

$$p(h) = \frac{1/(T-h) \sum_{t=1}^{T-h} (R_t - \bar{R})(R_{t+h} - \bar{R})}{1/T \sum_{t=1}^T (R_t - \bar{R})^2} \quad (118)$$

avec

$R_t$  La rentabilité du portefeuille en t

$p$  l'auto-corrélation

$h$  l'ordre d'auto-corrélation ou le pas d'observation.

Kandel et Stambaugh (1988) trouvent une auto-corrélation positive sur courte période alors qu'elle devient négative sur une durée plus longue. Mai (1995) estime que les rentabilités journalières sont prévisibles alors que, plus le pas d'observation s'allonge, moins l'auto-corrélation offre de pouvoir explicatif des rentabilités.

Le test de signification peut être celui de Ljung-Box (1978) qui proposent la statistique Q dite "du portemanteau" ou "fourre-tout" suivant les traducteurs.

$$Q = N \sum_{h=1}^H p^2(h) \quad (119)$$

Avec

$N$  le nombre d'observations

$h$  le nombre de retards

$p^2$  Le coefficient d'auto-corrélation

Cette statistique suit une distribution du chi 2 avec un rejet de l'hypothèse nulle d'absence d'auto-corrélation si le résultat dépasse la valeur critique déterminée par le niveau de significativité et le nombre de degrés de liberté équivalent au nombre de retards.

En cas de présence d'auto-corrélation, il convient de noter que les estimateurs de variance sont biaisés ruinant la validité des tests statistiques. Le traitement suit alors celui de l'hétéroscédasticité qui lui est souvent associée.

Comme le test de Durbin Watson exposé ci-dessus ne laisse pas à penser qu'il existe un phénomène d'auto-corrélation, nous ne menons pas le test de Ljung-Box.

## **6 L'hétéroscédasticité**

Dans le cadre des séries temporelles la présence de valeurs observées au-delà de l'intervalle de confiance peut avoir deux origines essentielles: la première est liée à la référence utilisée dont l'évolution imprévisible entraîne des décalages qui paraissent intempestifs, il y a ainsi une transmission des mouvements de la variable indépendante sur la variable dépendante dont la valeur est inégale. Pour s'en convaincre, nous soulignons d'abord l'importance du choix de la période d'observation.

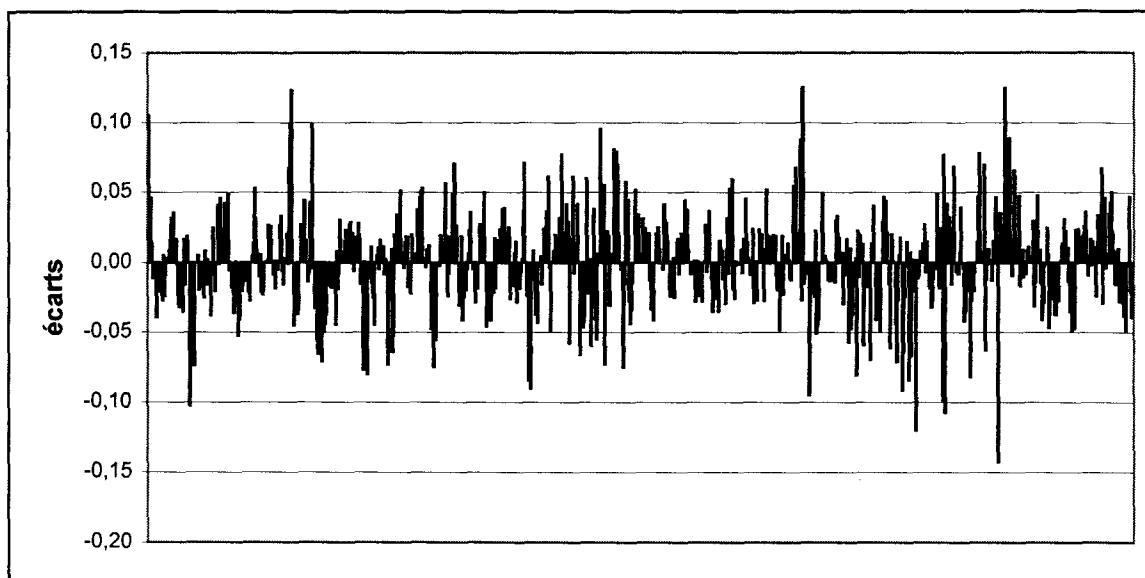
La deuxième source d'hétéroscédasticité est directement liée aux choix de gestion. Nous recherchons alors un moyen de traitement adéquat.

### **6-1 La détection de l'hétéroscédasticité**

Nous observons le corrélogramme des résidus de cinq portefeuilles choisis au hasard afin de savoir si le phénomène existe. Si les observations au-delà de l'intervalle de confiance sont peu nombreuses, il s'agit la plupart du temps d'erreurs de calcul dont la rectification entraîne la disparition des anomalies. Dans le cas contraire, la présence d'hétéroscédasticité est avérée. Il convient alors d'en analyser les causes et d'envisager un traitement d'ensemble.

### GRAPHIQUE 3

#### Détection de l'hétéroscédasticité



Note: 5 portefeuilles sont choisis au hasard dans la série des plus anciens existants ou créés en 1988. Les résidus de la régression des rentabilités sur leur référence sont analysés sous l'angle de l'intervalle de confiance. La présence d'hétéroscédasticité est révélée s'il existe des écarts supérieurs ou inférieurs à 5%

Sur le graphique 3, les écarts au-delà de l'intervalle de confiance compris entre les bornes -0.05 et +0.05 sont suffisamment nombreux pour qu'il ne s'agisse pas simplement de données erronées.

#### 6-2 L'importance de la période d'observation

Nous avons défini dans le chapitre précédent les périodes de hausse et de baisse du marché suivant deux critères de durée et d'amplitude. Cette analyse est insuffisante pour rendre compte des conséquences des mouvements d'une durée plus courte et parfois violents.

Notre base de données commence en 1988 pour se terminer en début de l'an 2000. Ainsi, la période d'observation englobe:

- La crise boursière de 1990-1991 due à la récession et à la guerre du golfe.
- Une période plus calme de 1992 à 1996 marquée par les incertitudes des marchés hésitant entre croissance et récession.

- La crise de 1997-1998 qui trouve son origine dans la récession asiatique amplifiée par le défaut de paiement de la Russie.
- Le développement de la bulle spéculative des valeurs dites de la nouvelle technologie en fin de période.

Les périodes de crise et de création de bulle spéculative sont par essence agitées et peuvent être une cause d'hétéroscédasticité.

Nous essayons de savoir s'il existe une sous période plus calme au cours de laquelle une majorité plus nette de distributions de rentabilités suit une loi normale ou log-normale.

### 6-3 Le filtre de Hodrick et Prescott

Pour déterminer cette éventuelle période intermédiaire, nous utilisons le filtre de Hodrick et Prescott (1980) afin de cerner les mouvements de variabilité autour de la tendance. En d'autres termes, nous séparons la notion de tendance de celle du cycle. A cette occasion, nous essayons de retrouver les trois phases agitées que nous évoquons plus haut et la période intermédiaire de 1992 à 1996 réputée plus calme.

Nous postulons qu'à une période de faible variabilité (du cycle) du marché correspond une période au cours de laquelle les rentabilités des OPCVM suivent ou précèdent plus aisément la tendance. Dans ces conditions, une volatilité plus faible entraîne une distribution qui suit une loi normale.

La méthode utilisée par les auteurs revient à minimiser la somme pondérée de la tendance et du cycle:

$$\sum_{t=1}^n (T_t - Y_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^n (\Delta T_t - \Delta T_{t-1})^2 \quad (120)$$

Avec

$T$  le paramètre de tendance (moyenne mobile de  $x$  mois)

$Y$  l'observation du mois  $t$  au regard de la tendance

$c$  la constante

$\lambda$  le poids accordé au cycle par rapport à la tendance

$\Delta T$  la différence de tendance observée en  $t$  et  $t-1$

Dans cette approche, le coefficient  $\lambda$  joue un rôle central dans la décomposition :

Si la valeur de ce coefficient tend vers l'infini, le lissage de la tendance est privilégié. L'adoption d'un coefficient proche de zéro donne l'avantage à la variabilité de la série brute au détriment de la tendance.

La flexibilité de la méthode autorise la recherche itérative de la longueur du cycle souhaitée.

Le graphique 4 donne un premier aperçu, nous utilisons les valeurs mensuelles du CAC 40 comme base. La tendance est représentée par la variation mensuelle de la moyenne mobile de douze mois. La valeur du coefficient  $\lambda$  est de 120. La présentation cumulée met en valeur les seuils de rupture de tendance. Ces seuils sont observés lors des accélérations et décélérations des cycles.

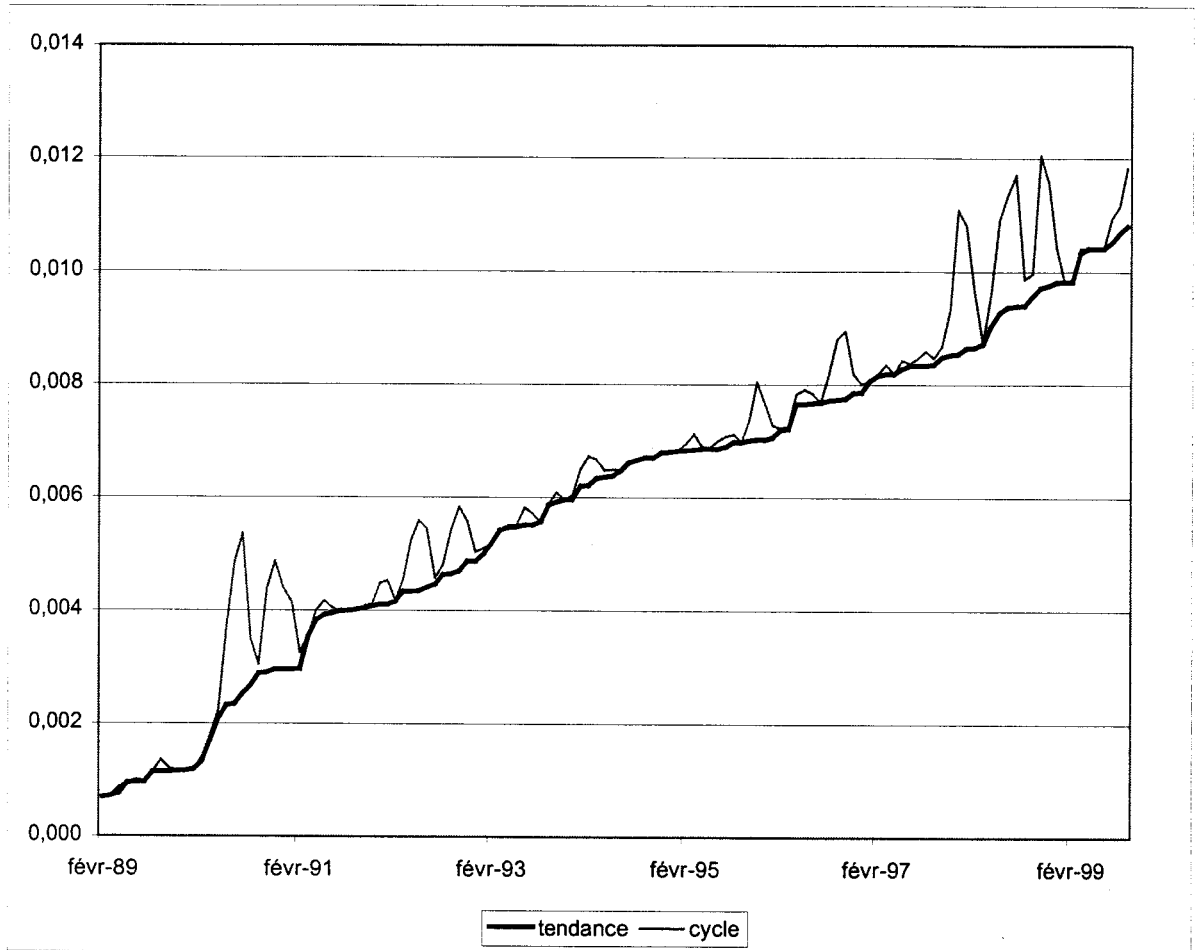
Les cycles sont calculés à partir de la moyenne mobile trimestrielle. Ce pas est choisi car les crises de 1997 et 1998 sont violentes mais d'une durée assez brève.

Nous avons pris la précaution de supprimer les valeurs incomplètes de début et de fin de période.

Nous voyons tout d'abord une variabilité plus importante en 1990-1991. Les marchés sont ensuite assez calmes avant que le cycle ne connaisse de nouveaux écarts importants à partir de l'accélération de 1996. Les écarts par rapport à la tendance dus à la crise asiatique et russe, à la création de la bulle spéculative, présentent alors un caractère explosif.

GRAPHIQUE 4

Filtre de Hodrick et Prescott



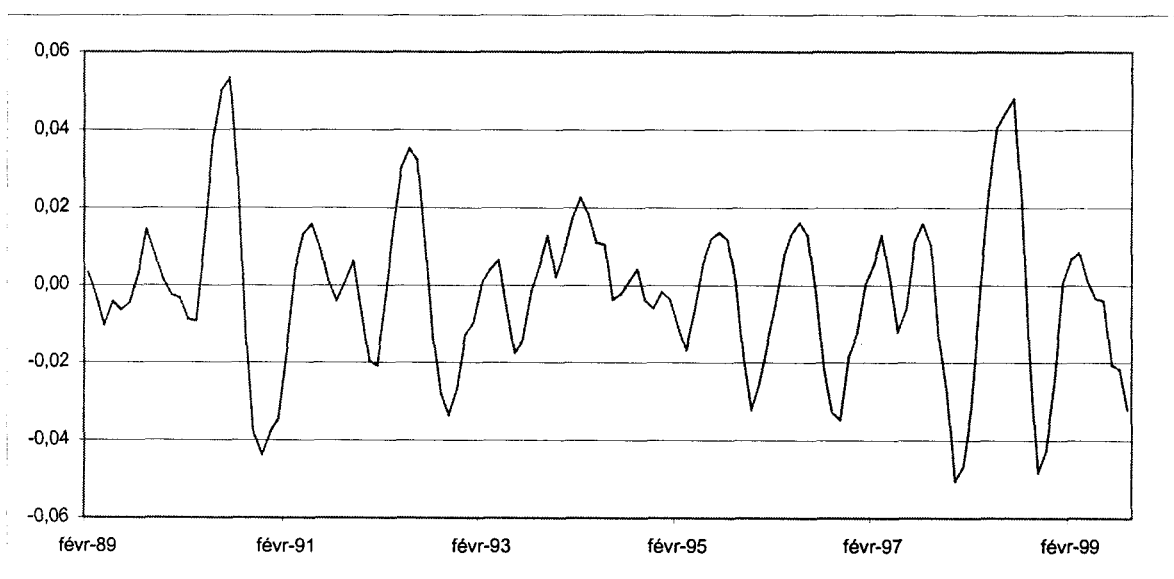
Note: Distinction entre la tendance et le cycle du marché. Utilisation de l'équation (120). La tendance correspond à la variation mensuelle de la croissance de la moyenne mobile de 12 mois, le coefficient lambda est de 120. Le cycle est calculé sur trois mois.

Nous apportons également une présentation des données brutes qui servent de base aux calculs du filtre. La formule utilisée sur le graphique 4 est une somme de carrés. Elle ne permet pas de distinguer les périodes de hausse de celles de baisse en ne soulignant que les différences par rapport à une tendance. Le graphique 5 qui reprend les données brutes confirme que les écarts par rapport à la tendance sont de moindre ampleur entre 1992 et 1996 alors que l'on distingue nettement les effets de la crise de 1990 1991; de même, les quatre dernières années d'observation qui correspondent au

redémarrage du marché et aux crises asiatique et russe donnent lieu à des soubresauts de plus grande magnitude.

GRAPHIQUE 5

**Décomposition tendance et cycles chiffres bruts**



Note: les écarts par rapport à la tendance permettent de distinguer les phases de hausse et de baisse en complément du graphique 4 qui présente les accélérations dues aux cycles sans indication de leur incidence positive ou négative.

#### **6-4 Test de normalité mené durant la période 1992-1997**

Sur le graphique 4 distinguant la tendance et les cycles, les périodes de variations marquées en début et fin de période d'observation encadrent une période beaucoup plus calme.

L'étude des distributions durant cette seule période calme doit faire apparaître une normalité plus significative que lorsque l'ensemble des cycles est pris en compte.

Nous pratiquons la vérification de cette hypothèse en reprenant l'échantillon restreint de 166 OPCVM que nous avons présenté ci-dessus. Nous formulons le



test de normalité de Jarque et Bera utilisé précédemment à partir du relevé des valeurs réalisé durant la période de rémission.

L'hypothèse de normalité des distributions est alors manifestement vérifiée. En effet, sur les 166 portefeuilles observés, seuls 2 d'entre eux offrent des valeurs supérieures au seuil de rejet de 5%:

Portefeuilles ne satisfaisant pas au test de normalité de Jarque et Bera en période hors crise				
année		code valeur	Chi 2 calculé	rejet au seuil de 5% avec 2 degrés de liberté 5,99
1988		800 786	6,77	
1990		828 908	10,03	

## 6-5 Le traitement de l'hétéroscédasticité

Les choix du gérant viennent se superposer aux effets du marché puisqu'ils peuvent accentuer ou diminuer la variabilité du portefeuille par rapport à la tendance et aux cycles suivant l'anticipation des mouvements du marché et la sélection des valeurs.

Les séries temporelles de rentabilité recèlent donc une hétéroscédasticité naturelle liée aux soubresauts du marché que nous venons d'observer dans le paragraphe précédent et une autre que nous pouvons qualifier de logique puisqu'elle sanctionne la gestion active par opposition à la gestion passive.

Les chercheurs essaient de traiter ce phénomène qui nuit à l'interprétation des données statistiques. Nous présentons succinctement la proposition de White (1980b) avant de justifier notre choix de la procédure des moindres carrés généralisés.

### 6-5-1 La proposition de White

Le traitement proposé par White (1980b) est souvent utilisé dans la littérature.

Breen *et alii* (1986), à partir d'une étude sur le modèle de *market timing* de Henriksson et Merton que nous avons détaillé dans la première partie, vantent les mérites de la correction de White.

Soit une régression utilisant classiquement la procédure des moindres carrés ordinaires:

$$Y_t = Z_t \beta + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad (121)$$

Et l'estimateur de covariance:

$$\sigma^2 = \sum_{t=1}^T \frac{(Y_t - Z_t \beta)^2}{T} \quad (122)$$

avec  $Z = T \times k$  la matrice des variables indépendantes

La correction de l'hétéroscédasticité de la matrice de covariance est donnée par la formule:

$$\left( \frac{Z'Z}{T} \right)^{-1} \left[ T^{-1} \sum_{t=1}^T (Y_t - Z_t \hat{\beta})^2 Z_t' Z_t \right] \left( \frac{Z'Z}{T} \right)^{-1} \quad (123)$$

Les auteurs constatent toutefois que cette correction est moins précise que la procédure *Weighted (generalized) least squares* comme le montre l'étude de Jagannathan et Korajczyk (1986).

### 6-5-2 La procédure des moindres carrés généralisés

Cette procédure consiste à diviser les variables par une constante afin de diminuer les écarts par rapport à la moyenne. Nous avons effectué plusieurs essais de constante avant d'opter comme Dahlquist et alii (2000) pour l'écart type du résidu de la régression.

Les effets sont les suivants au regard des résultats de régression non corrigés des effets d'hétéroscédasticité: nous constatons une diminution de la pente et du coefficient de détermination. Cela étant, l'écart type associé à la pente diminue, ce qui signifie une diminution de la dispersion autour de celle-ci. Le même effet se retrouve au niveau de l'ordonnée à l'origine.

En agissant de la sorte, nous ne supprimons pas l'hétéroscédasticité puisque les données de base ne sont pas modifiées. Nous en atténuons simplement les effets nocifs dans le cadre des calculs de performance.

## **7 Méthodologie à utiliser lorsque les volumes de souscriptions sont connus**

Lorsque, dans l'introduction générale, nous remarquons le parallèle existant entre les créations nettes d'OPCVM et l'évolution de l'indice de référence par le seul moyen du coefficient de corrélation, nous effectuons un raccourci de pensée qu'il convient de compléter. En effet, il serait souhaitable de régresser les deux séries non stationnaires en recherchant l'existence d'une combinaison des séries qui présente les caractéristiques de la stationnarité. Les séries sont alors cointégrées.

En supposant que nous ayons à notre disposition les données mensuelles de souscriptions nettes, l'idéal étant bien entendu de posséder le détail des souscriptions et des rachats, nous utiliserions la voie de la cointégration pour mener notre recherche de manière plus approfondie.

Les deux étapes sont les suivantes :

- La première est celle de l'observation des éventuels effets de saisonnalité en comparant les volumes de souscriptions pour chaque jour de la semaine. Existe-t-il un effet lundi ? De même, une étude des souscriptions mensuelles confirmerait ou infirmerait un effet janvier. Cette observation serait d'autant plus intéressante en France que le cadre fiscal du PEA est incitatif mais ne permet pas de prendre les moins-values en fin d'année. D'une manière générale, la connaissance des volumes souscrits permet de tester plus précisément la corrélation existant entre le sens du marché et ces souscriptions nettes. Les variations des volumes de souscriptions sont à estimer par rapport à une norme qui peut être le total des souscriptions nettes pour le même type d'OPCVM. Une autre possibilité consiste à observer les écarts types des souscriptions.
- L'hypothèse de stationnarité des observations est testée dans une deuxième étape en vérifiant la présence d'une racine unitaire au moyen du modèle *augmented Dickey Fuller*:

$$\Delta X_t = d_t + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta X_{t-i} + pX_{t-1} + u_t \quad (124)$$

Avec

$d$  comme fonction déterministe du temps

$p$  le nombre de retards qui doit être choisi pour minimiser voire éliminer l'auto-corrélation des résidus  $u$

L'hypothèse testée est celle de la non-stationnarité des résidus, les valeurs critiques sont données par une table spécifique.

### Conclusion

Sous les réserves de corrections des données brutes au moyen de la méthode appropriée, nous restons dans le cadre classique de la moyenne variance comme moments explicatifs pertinents. Il serait bien entendu souhaitable que nos observations puissent être effectuées sur une période beaucoup plus longue pour que nous puissions lever définitivement l'hypothèse des distributions. La création des premiers OPCVM datant du milieu des années 60, leur nombre n'ayant réellement décollé qu'au début des années 80, il conviendra dans l'avenir de vérifier que, sur longue période, la loi suivie reste bien une loi log-normale malgré certaines périodes de forte variabilité.

## Chapitre 4

### **La Performance moyenne des OPCVM actions françaises de mars 1988 à février 2000**

#### **Introduction**

Ce premier chapitre de résultats met en valeur les performances moyennes. Bien que cette seule notion ne soit pas suffisante puisqu'il ne faut pas ignorer le risque que nous abordons ensuite, c'est néanmoins celle qui est comprise par les investisseurs car elle constitue la sanction pécuniaire incontournable.

Nous attirons une nouvelle fois l'attention sur le fait que tous les résultats sont exprimés hors frais d'entrée et de sortie.

Avant de répondre aux différentes hypothèses présentées, nous rappelons tout d'abord le contexte de la période d'observation qui s'étend de mars 1988 à fin février 2000 en comparant les performances des OPCVM actions françaises au taux sans risque de la période.

Nous mesurons ensuite la performance des OPCVM par rapport à leur indice de référence. Nous étudions les incidences éventuelles du style de gestion, de la taille des portefeuilles et du régime fiscal auquel est soumise la gestion.

### 1 La performance des OPCVM et le taux sans risque

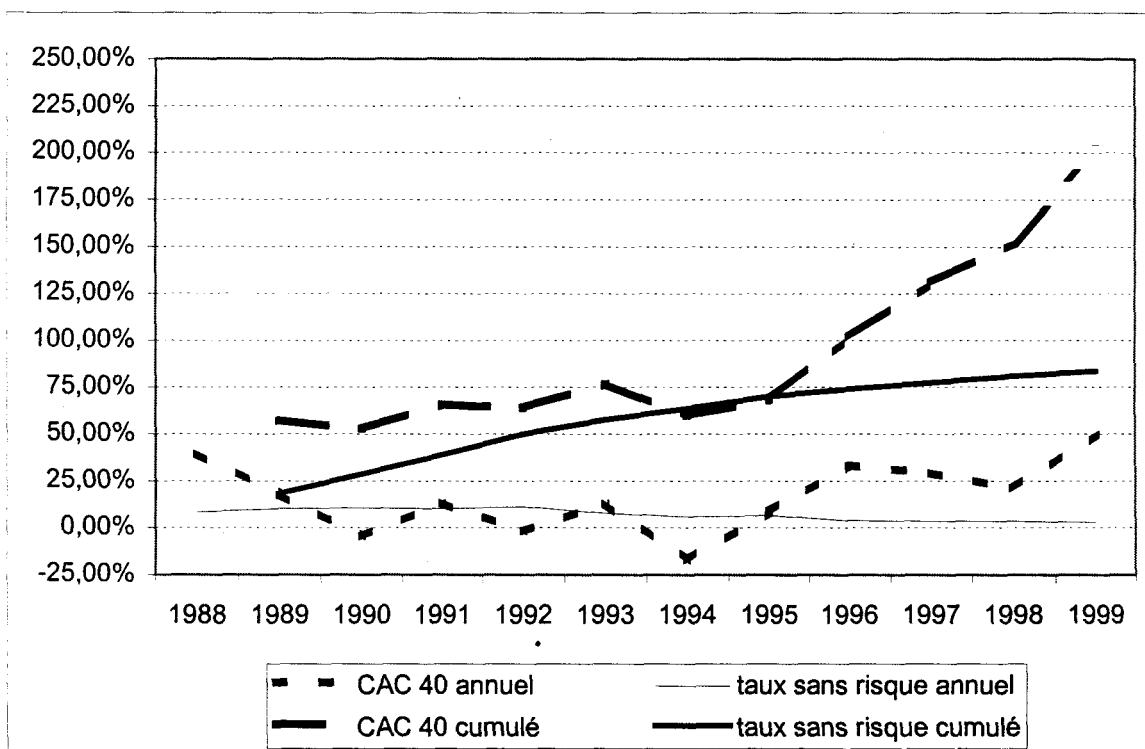
Nous avons défini le taux sans risque comme celui des bons du trésor à 3 mois, cette référence à court terme est la plus couramment utilisée dans la littérature comme nous l'avons vu.

Le graphique 6 montre la performance annuelle comparée entre le CAC 40 et le taux sans risque. L'intérêt de celui-ci réside essentiellement dans le fait que:

- l'indice phare de la place de Paris offre par trois fois une performance inférieure au taux sans risque: il s'agit des années 1990, 1992 et 1994.
- la performance cumulée du marché actions est inférieure à celle du taux sans risque en 1994 et 1995.

GRAPHIQUE 6

#### Performance comparée du CAC 40 et du taux sans risque



Note: le taux sans risque correspond au taux des bons du trésor à 3 mois annualisé.

Dans ces conditions, quelle est la performance des OPCVM face à ce taux?

Le tableau 8 donne par millésime la moyenne mensuelle du taux sans risque, le nombre de portefeuilles existants au cours de l'exercice et encore en activité en fin de période réalisant une performance supérieure ou inférieure à ce taux. Nous indiquons ce résultat en chiffres bruts et en pourcentage.

TABLEAU 8

**Nombre d'OPCVM dégageant sur un an  
une performance supérieure ou inférieure au taux sans risque**

période d'observation	taux sans risque moyenne mensuelle	nombre de portefeuilles avec perf < taux sans risque	expression en % des portefeuilles observés	nombre de portefeuilles avec perf > taux sans risque	expression en % des portefeuilles observés
1988	0,66%	15	11,81%	112	88,19%
1989	0,80%	76	51,70%	71	48,30%
1990	0,83%	157	100,00%	0	0,00%
1991	0,81%	121	69,94%	52	30,06%
1992	0,88%	213	96,38%	8	3,62%
1993	0,62%	0	0,00%	261	100,00%
1994	0,48%	279	99,64%	1	0,36%
1995	0,54%	72	23,68%	232	76,32%
1996	0,31%	5	1,49%	331	98,51%
1997	0,28%	26	6,67%	364	93,33%
1998	0,28%	108	23,28%	356	76,72%
1999	0,23%	6	1,02%	581	98,98%

Note: le nombre de portefeuilles est celui des OPCVM existant durant toute la période d'observation de Mars 1988 à Février 2000.

Le tableau 8 peut être commenté comme suit :

- Sous l'angle de l'histoire des marchés: l'année 1988 est celle du rebond postérieur au krach de 1987 ; les autorités monétaires offrent alors des facilités de crédit à court terme de telle sorte que les marchés actions puissent se redresser. Les portefeuilles ayant une performance supérieure au taux sans risque représentent la quasi-totalité des mesures.

Au cours des années suivantes, le retrait des liquidités qui engendre une inversion de la courbe des taux d'intérêt, l'éclatement de la bulle spéculative du secteur immobilier et la guerre du golfe ne sont pas favorables aux marchés des actions. Bon nombre de gérants réalisent alors

des performances inférieures au taux sans risque. Cette période est marquée par un faible volume de création des portefeuilles.

A partir de 1993, les taux courts baissent régulièrement. Les interrogations des marchés sur leur évolution sont traduites en 1993 par une phase d'euphorie suivie du doute de 1994. L'année 1995 marque un tournant à partir duquel la plupart des gérants réalisent une performance supérieure au taux sans risque.

Toutefois, l'accident de parcours de septembre et octobre 1998 dû au défaut de paiement de la Russie laisse une trace négative en fin d'exercice alors que la crise asiatique de fin 1997 n'en laisse pas.

- Sous l'angle de la théorie financière: la rémunération inférieure au taux sans risque ne peut se justifier. Il convient donc de savoir si un placement risqué à moyen terme atténue le constat négatif des années 1990, 1992 et 1994.

L'observation de la performance des OPCVM face au taux sans risque sur une période triennale offre sur le tableau 9 une vision contrastée.

En effet, les années de médiocres performances relevées sur le tableau 8 ne sont pas compensées par les années intermédiaires. Ainsi, sur une période de 3 ans qui correspond à la durée de placement conseillée par la COB et les organismes promoteurs, seuls les investisseurs ayant acheté des actions de SICAV ou des parts de FCP après 1994 obtiennent une rentabilité supérieure au taux sans risque.



TABLEAU 9

**Nombre d'OPCVM dégageant sur 3 ans  
une performance supérieure ou inférieure au taux sans risque**

période d'observation	taux sans risque moyenne mensuelle	nombre de portefeuilles avec perf < taux sans risque	expression en % des portefeuilles observés	nombre de portefeuilles avec perf > taux sans risque	expression en % des portefeuilles observés
1988-1990	0,76%	125	98,43%	2	1,57%
1989-1991	0,81%	147	100,00%	0	0,00%
1990-1992	0,84%	157	100,00%	0	0,00%
1991-1993	0,77%	169	92,35%	14	7,65%
1992-1994	0,66%	219	99,10%	2	0,90%
1993-1995	0,54%	237	90,80%	24	9,20%
1994-1996	0,44%	243	86,79%	37	13,21%
1995-1997	0,38%	30	9,87%	274	90,13%
1996-1998	0,29%	26	7,74%	310	92,26%
1997-1999	0,26%	23	5,91%	366	94,09%

Note: le nombre de portefeuilles est celui des OPCVM existant durant toute la période d'observation de Mars 1988 à Février 2000.

L'allongement à cinq ans de la sous période d'observation sur le tableau 10 confirme que les gérants actions françaises battent globalement le taux sans risque en fin de période alors que les mauvaises années pèsent lourdement sur plus de la première moitié de la durée d'observation.

Pour terminer cette première mesure, nous notons que 5 portefeuilles sur 127 existants avant 1988 ou créés en 1988 réalisent au cours de l'ensemble de la période d'observation une performance inférieure au taux sans risque. Ils ont comme caractéristique commune d'être consacrés à la gestion de mines d'or et de métaux précieux.

TABLEAU 10

**Nombre d'OPCVM dégageant sur 5 ans  
une performance supérieure ou inférieure au taux sans risque**

période d'observation	taux sans risque moyenne mensuelle	nombre de portefeuilles avec perf < taux sans risque	expression en % des portefeuilles observés	nombre de portefeuilles avec perf > taux sans risque	expression en % des portefeuilles observés
1988-1992	0,80%	127	100,00%	0	0,00%
1989-1993	0,79%	145	98,64%	2	1,36%
1990-1994	0,72%	157	100,00%	0	0,00%
1991-1995	0,66%	173	97,74%	4	2,26%
1992-1996	0,56%	206	93,21%	15	6,79%
1993-1997	0,44%	81	31,03%	180	68,97%
1994-1998	0,38%	135	48,21%	145	51,79%
1995-1999	0,33%	26	8,55%	278	91,45%

Note: le nombre de portefeuilles est celui des OPCVM existant durant toute la période d'observation de Mars 1988 à Février 2000.

Au total, le rôle des taux d'intérêt sur la performance du marché français des actions sert de déterminant de la performance comme l'observation en est faite dans la littérature.

Le choix et la durée de période d'observation est également mis en valeur. La connaissance des différents paramètres sur l'ensemble des horizons est nécessaire pour appréhender la performance sur une durée qui correspond aux recommandations traditionnelles des promoteurs : le long terme.

Reste à savoir si les gérants battent le marché.

## **2 Les performances des OPCVM face à leur indice de référence**

Pour répondre à la première hypothèse émise, nous avons calculé la performance mensuelle moyenne des OPCVM au regard de l'indice correspondant à l'orientation de gestion annoncée. Cela signifie que nous entendons ici par "marché" l'indice de référence représentatif du style de

gestion de l'OPCVM. De ce point de vue, nous rappelons tout d'abord dans le tableau 11 à quels indices les OPCVM sont comparés. Nous avons vu dans le chapitre consacré à la méthodologie que le but recherché était d'obtenir le meilleur coefficient de détermination possible.

Le nombre total d'OPCVM mesurés de 1988 à 1999 inclus passe de 127 à 587. Notre base souffre du biais du survivant puisque les créations de portefeuilles qui viennent abonder le cumul sont nettes de clôtures.

TABLEAU 11

### Classement des OPCVM actions françaises selon l'indice de référence

Année de création	créations de l'année	nombre total d'OPCVM	dont indice					
			CAC	SBF	nouveau mar	second mar	foncier	or mét préci
1988		127	96			15	8	8
1989	20	147	110			15	13	9
1990	10	157	115			18	15	9
1991	26	183	131			22	20	10
1992	48	231	172			28	21	10
1993	30	261	196			32	23	10
1994	19	280	214			33	23	10
1995	24	304	232			39	23	10
1996	32	336	260			43	23	10
1997	54	390	303			54	23	10
1998	74	464	366		8	56	24	10
1999	123	587	461		32	59	25	10

Note: par créations il faut entendre le chiffre net de créations. L'indice CAC est utilisé jusqu'en 1991 et est remplacé ensuite par le SBF 250 plus large. Les indices du nouveau et du second marché sont les indices officiels alors que celui des valeurs foncières, or et métaux précieux est fourni par Standard and Poor's. Le critère de sélection est le coefficient de détermination le meilleur possible.

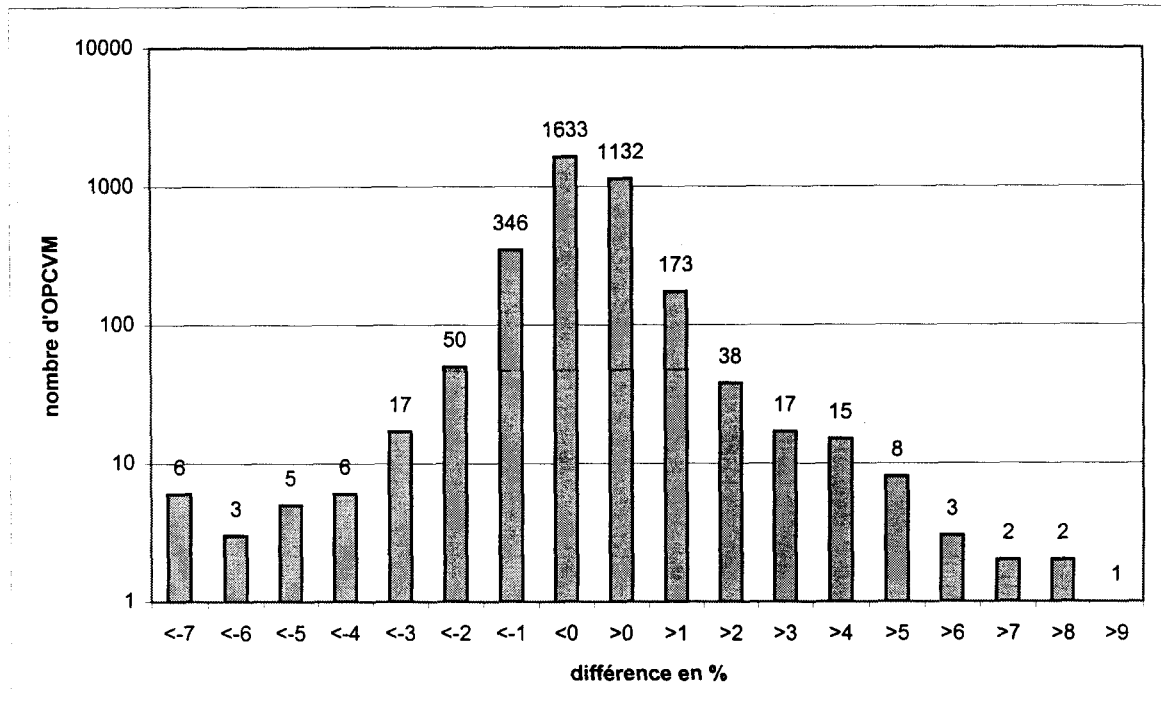
## 2-1 La comparaison annuelle

Nous avons mesuré au premier anniversaire de chaque année la rentabilité mensuelle dégagée par rapport au *benchmark*. Le graphique 7 offre une vision synthétique par tranche de 1%. Le nombre de chaque tranche indiqué en tête de chaque colonne correspond au total des mesures annuelles de chaque portefeuille existant en fin de période.

En retenant l'ensemble des observations supérieures et inférieures au marché de mars 1988 à février 2000, 59.76% de celles-ci sont inférieures, 40.24% sont meilleures que celui-ci.

### GRAPHIQUE 7

#### Performance des OPCVM actions françaises relative à leur indice



Note: distinction des OPCVM observés chaque année par rapport à leur indice de référence. L'échelle des nombres est logarithmique.

Le tableau 12 présente le détail chiffré du graphique 7 par millésime afin de mettre en valeur le fait que la dispersion autour de la moyenne est essentiellement due aux exercices les plus récents.

Tableau 12

**Performance des OPCVM actions françaises relative à leur indice  
sous période d'observation: 1 an**

année	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
en%	nombre d'OPCVM											
<-7										1		5
<-6											2	1
<-5										1	1	3
<-4										3		3
<-3			1	1						4	4	7
<-2	9	1	5		2	1			2	2	4	24
<-1	54	34	8	7	7	5	12	7	16	26	85	85
<0	45	87	75	117	89	60	111	141	194	216	277	221
>0	18	23	66	55	119	128	149	137	117	126	74	120
>1	1	2	2	3	4	59	7	17	6	10	16	46
>2						2	1	2	1	1	1	30
>3						4						13
>4						1						14
>5						1						7
>6												3
>7												2
>8												2
>9												1

Note: détail du graphique 7, le nombre des OPCVM observés est cumulé au fur et à mesure des créations nettes pour chaque millésime (cf. tableau 11)

Cette exception ne peut toutefois pas avoir de valeur statistique probante car nous rappelons l'existence du biais du survivant. Le devenir des portefeuilles aux extrêmes n'est pas connu sur longue période et il n'est pas possible de valider une différence avec les portefeuilles survivants créés précédemment.

C'est donc l'impression de prudence de gestion qui domine comme si les gérants cherchaient à ne pas trop s'éloigner de la référence.

Nous avons remarqué dans le premier paragraphe que la performance relative au taux sans risque était négative au cours des premières années de la décennie 90. Il en est de même lorsque la comparaison est faite à partir de l'indice de référence. Remarquons que les performances relatives à l'indice des quatre exercices de 92 à 95 sont supérieures dans un marché atone alors que, lorsque le marché prend son envol par la suite, celles-ci restent en retrait. Il existerait ainsi une relation entre la capacité des gérants à réaliser une performance supérieure à l'indice dans un marché calme. Lorsque le cycle

s'éloigne de la tendance avec une forte amplitude comme c'est le cas dans le sens négatif au début des années 90 et positif en fin de décennie, la prudence l'emporte sur l'anticipation voire l'accompagnement du cycle.

Là encore, le biais du survivant et la période d'observation assez courte ne permettent pas de classer cette réflexion au rang des hypothèses vérifiables dans le cadre strict de notre étude.

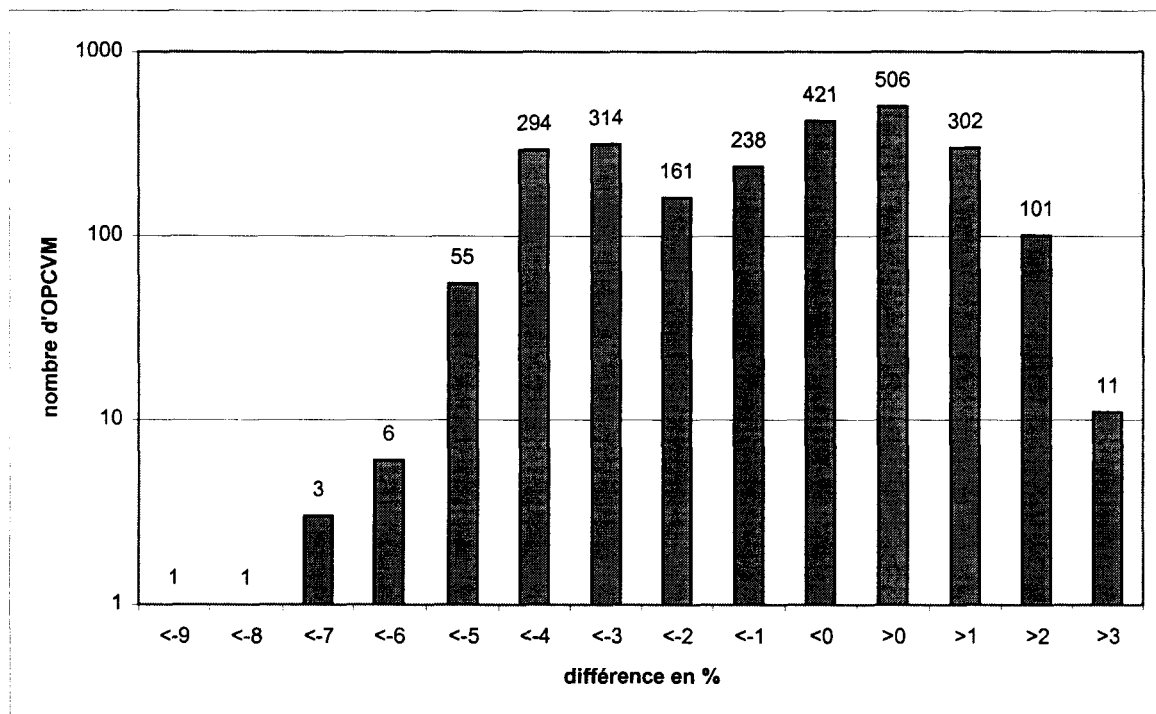
Nous étudions plus loin les bêtas, nous vérifierons le constat de prudence que nous émettons dès à présent à partir de l'étude des moyennes.

## 2-2 sur une sous période de 3 ans et 5 ans

Le changement de pas d'observation sur une durée plus longue doit par effet de lissage centrer davantage les valeurs et diminuer les valeurs extrêmes.

GRAPHIQUE 8

### Performance des OPCVM actions françaises relative à leur indice Observation triennale



Note: distinction des OPCVM observés sur trois ans par rapport à leur indice de référence. L'échelle des nombres est logarithmique.

Le graphique 8 montre qu'il n'en est rien puisque la dispersion ne diminue pas réellement. Tout au plus, nous pouvons constater une absence des valeurs extrêmes positives. Les moyennes varient peu selon la durée du pas d'observation: 61.89% des performances sont inférieures à l'indice de référence et 38.11% supérieures.

Le tableau 13 confirme que les exercices les plus volatils entraînent les dispersions que le lissage sur trois ans ne vient pas gommer.

TABLEAU 13

**Performance des OPCVM actions françaises relative à leur indice  
sous-période d'observation: 3 ans**

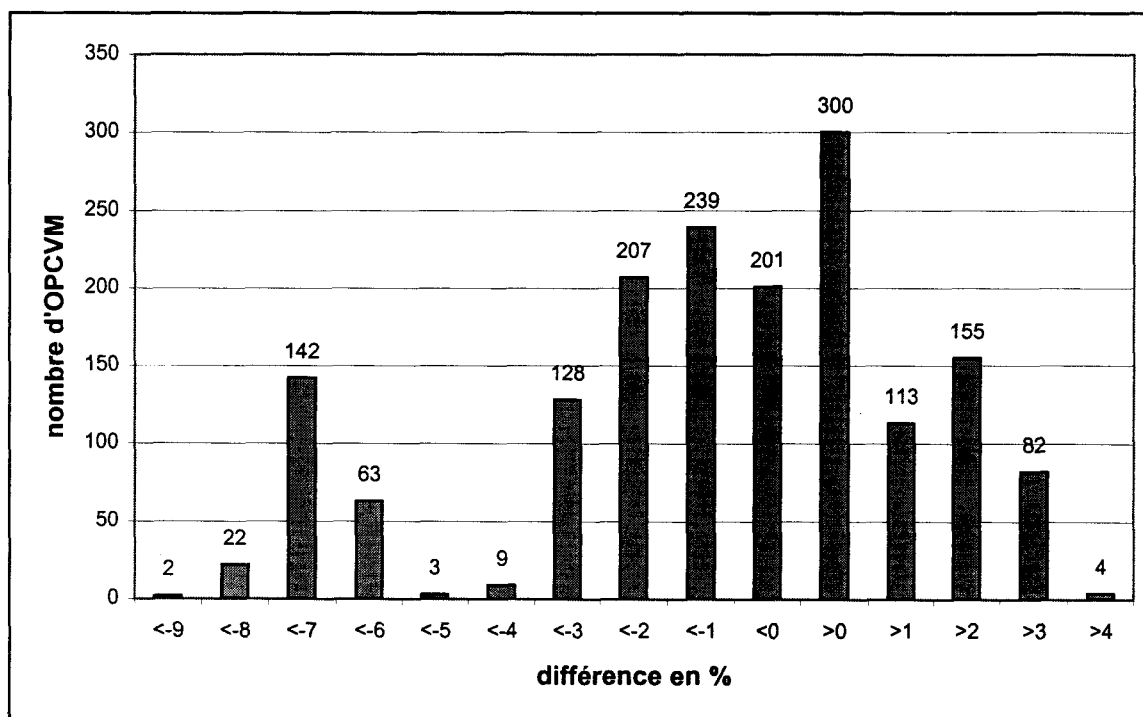
en %	périodes88-90	89-91	90-92	91-93	92-94	93-95	94-96	95-97	96-98	97-99
<-9										1
<-8									1	
<-7										3
<-6									3	3
<-5								1	3	51
<-4								5	74	215
<-3								120	172	22
<-2	13							110	18	20
<-1	87	2		8		13	3	53	25	47
<0	15	69	1	46	13	42	185	10	26	14
>0	12	61	34	132	56	96	84	5	12	14
>1		15	103	6	64	106	8			
>2			10	1	86	4				
>3			9		2					

Note: le nombre d'observations suit les créations nettes d'OPCVM (cf tableau 11)

L'allongement de la durée de sous période à 5 ans accentue le phénomène de retard de performance par rapport au marché. L'observation empirique confirme de manière très nette la théorie financière. Au total, 60.84% des performances sont inférieures à celles du marché pour 39.16% qui lui sont supérieures.

### GRAPHIQUE 9

#### Performance des OPCVM actions françaises relative à leur indice Observation par pas de 5 ans



Note: distinction des OPCVM observés sur cinq ans par rapport à leur indice de référence.

De même, sur le tableau 14, la performance relative à l'indice est supérieure à 50% pour les quatre périodes quinquennales centrales lorsque les marchés sont calmes. Cette observation confirme que les gérants battent l'indice dans des périodes sans soubresauts alors qu'ils semblent peu capables d'anticiper les mouvements du marché.



TABLEAU 14

**Performance des OPCVM actions françaises relative à leur indice  
sous-période d'observation: 5 ans**

période	88-92	89-93	90-94	91-95	92-96	93-97	94-98	95-99
%								
<-9								2
<-8								22
<-7								142
<-6								63
<-5							1	2
<-4							4	5
<-3						1	83	44
<-2						68	125	14
<-1	42			2	39	155	1	
<0	44	17		6	56	32	46	
>0	23	100	2	38	121	5	10	1
>1	18	9	6	70	5			5
>2		1	72	76			3	3
>3			76	1			4	1
>4			1				3	

Note: le nombre d'observations suit les créations nettes d'OPCVM (cf tableau 11)

### **3 L'influence du style de gestion sur la performance**

Nous venons de voir que les performances ne s'éloignent pas réellement de leur indice de référence. Nous posons alors la question de savoir si l'orientation de gestion peut avoir une influence sur la performance en excès ou en retrait de l'indice. Plus précisément, les gérants des différents styles de gestion adoptent-ils le même mode de gestion?

Cette hypothèse suppose que tous les marchés et toutes les valeurs composant les portefeuilles sont liquides.

### 3-1 l'étude des moyennes

Nous employons la méthodologie suivante: la première étape consiste à calculer les moyennes des performances relatives à leur style de gestion. Nous nous appuyons sur l'orientation de gestion telle qu'elle est présentée par les promoteurs.

Pour mener cette étude, le tri de la base de données présenté dans le tableau 11 est légèrement modifié sur le tableau 15 puisque nous ajoutons le style de gestion consacré aux matières premières et énergétiques avec comme référence de calcul le SBF 250 faute de pouvoir retenir un indice plus précis.

TABLEAU 15

#### Classement des OPCVM actions françaises selon le style de référence

Année de création	créations de l'année	nombre total d'OPCVM	dont style				
			généraliste	petites capi	mat premièr	foncier	or mét préci
			indice				
			SBF 250	sec-nouv mar	SBF 250	foncier	or mét préci
1988		127	91	15	5	8	8
1989	20	147	105	15	5	13	9
1990	10	157	110	18	5	15	9
1991	26	183	126	22	5	20	10
1992	48	231	167	28	5	21	10
1993	30	261	191	32	5	23	10
1994	19	280	208	33	6	23	10
1995	24	304	224	39	8	23	10
1996	32	336	252	43	8	23	10
1997	54	390	294	54	9	23	10
1998	74	464	357	64	9	24	10
1999	123	587	452	91	9	25	10

Note: par créations il faut entendre le chiffre net de créations. Le critère de sélection par style de gestion est aligné sur l'orientation fournie par le promoteur du portefeuille.

Le test de Kruskall Wallis est ensuite utilisé afin de voir si les écarts de performance sont homogènes entre eux. Nous classons les performances mensuelles qui servent ensuite à déterminer le rang de chacune d'elles. La somme des rangs est ensuite calculée. A partir de ces sommes, la valeur H est obtenue par la formule :

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{j=1}^k \frac{R_j^2}{N_j} - 3(N+1) \quad (\text{cf } 116)$$

Avec

$k$  le nombre des échantillons

$N_j$  le nombre de cas dans le  $j$ ème échantillon

$N$  le nombre de cas pour l'ensemble des échantillons

$R_j$  la somme des rangs dans le  $j$ ème échantillon

$H$  a une valeur suivant un Chi 2 à  $k - 1$  degrés de liberté.

TABLEAU 16

**Performance moyenne relative à l'indice de référence pour chaque style de gestion**

style	foncier	généraliste	small caps	mat pre...	or	test Kruskall	CHI 2
1988	-0,25%	-1,05%	-0,52%	-1,58%	-0,19%	26,98245	2,0042E-05
1989	-0,49%	-0,59%	-0,58%	-0,75%	0,17%	5,22130	<b>0,26533525</b>
1990	-0,19%	-0,10%	0,08%	-0,98%	-2,20%	32,49302	1,5168E-06
1991	-0,12%	-0,43%	0,61%	0,02%	0,24%	69,03218	3,6331E-14
1992	-0,21%	0,01%	0,25%	0,78%	-0,67%	29,06562	7,5811E-06
1993	-0,14%	0,60%	0,01%	2,35%	2,06%	50,05776	3,512E-10
1994	-0,30%	0,18%	-0,26%	-0,49%	-1,00%	61,37479	1,4911E-12
1995	-0,31%	0,05%	0,02%	0,85%	0,70%	24,77250	5,5896E-05
1996	-0,16%	-0,27%	0,41%	-0,38%	-0,59%	54,31219	4,5272E-11
1997	-0,31%	-0,17%	0,16%	-2,52%	-2,25%	35,18714	4,2518E-07
1998	-0,17%	-0,63%	0,20%	-2,55%	-0,37%	80,98129	1,0792E-16
1999	-0,24%	-0,10%	0,73%	-0,51%	0,06%	19,02641	0,00077661
moyenne ensemble	-0,24%	-0,21%	0,09%	-0,48%	-0,34%		

Note: les styles de gestion et le nombre d'Opcvm correspondants sont ceux du tableau 15. Les performances des OPCVM sont comparées entre elles par style de gestion au moyen du test de Kruskal Wallis (voir formule 116) afin de savoir si elles sont semblables ou différentes. La valeur du CHI 2 renvoyée est inférieure à 5% sauf en 1989. Cela signifie que les performances sont différentes suivant les styles de gestion. Par ailleurs, ce tableau montre que la performance moyenne du style petites capitalisations est en moyenne supérieure à l'indice de référence.

Le tableau 16 montre que les performances sont hétérogènes entre elles à l'exception du résultat du test du CHI 2 de 1989. Cela signifie que les compositions des portefeuilles sont différentes suivant l'orientation de gestion annoncée. Nous notons également que le style consacré aux petites

capitalisations a dégagé en moyenne les meilleurs résultats par rapport à l'indice de référence de mars 1988 à fin février 2000. Les gérants dont les portefeuilles sont dédiés aux matières premières, aux valeurs aurifères et métaux précieux ont été assez régulièrement en retrait de leur indice de référence.

### **3-2 La stabilité des orientations de gestion.**

La réponse à l'hypothèse précédente doit être complétée. En effet, il est utile de vérifier que les orientations de gestion ont perduré au cours de la période sous revue.

Dans nos choix méthodologiques nous avons attribué au portefeuille l'orientation de gestion conforme au meilleur coefficient de détermination trouvé parmi les différents indices de référence connus et diffusés dans la presse. C'est aussi le choix de Standard & Poor's, le fournisseur de notre base de données; c'est enfin la suggestion de Sharpe (1992). Cela étant, tous les coefficients de détermination du même style de gestion ne sont pas nécessairement semblables et peuvent s'éloigner des autres en raison d'une orientation évolutive au fil du temps.

C'est pourquoi nous recherchons au moyen de l'intervalle de confiance les portefeuilles dont le coefficient de détermination s'écarte de manière significative de la moyenne des coefficients des OPCVM du même style de gestion.

Nous limitons le sondage aux millésimes de 1988 à 1995 inclus de telle sorte que les gestions soient observées sur un laps de temps suffisamment long.

Les résultats du tableau 17 montrent qu'il est sans doute difficile de conserver au fil du temps une orientation de gestion "pure". En effet, les orientations de gestion autres que la plus générale fluctuent davantage. Il s'agit là d'une confirmation de ce que nous avons relevé dans la littérature.

TABLEAU 17

**Stabilité des orientations de gestion**

style de gestion	généraliste	mat premier	or	foncier	small caps	total
nombre total	223	8	10	23	40	304
dont hors intervalle	9	2	1	2	3	17
ratio	4,04%	25,00%	10,00%	8,70%	7,50%	5,59%

Note: le nombre de portefeuilles de chaque style de gestion correspond aux orientations voulues par les gérants. Le coefficient de détermination (détail en annexe 1) de chaque portefeuille classé dans sa catégorie est comparé aux autres au moyen de l'intervalle de confiance. Le nombre de portefeuilles hors intervalle de confiance désigne ceux qui se sont sans doute écartés pendant une partie de leur vie (le calcul est réalisé à partir de l'échantillon 1988-1995)

Il est également vraisemblable que l'inclusion des portefeuilles disparus augmenterait les mesures reportées sur le tableau.

Au total, la performance dépend de l'orientation de gestion choisie. Une mesure en sous périodes de trois et cinq ans n'apporte pas d'information susceptible d'amender cette dépendance.

**4 Distinction de performance entre SICAV et FCP**

Il est de coutume de mettre en valeur dans la littérature l'importance de la taille du portefeuille à gérer. Pour employer une métaphore, chacun estime qu'il est plus difficile de diriger un paquebot qu'une vedette. Comme les SICAV ont une taille unitaire plus imposante que celle des FCP dont la gestion est réputée plus fine, plus agile, la performance des portefeuilles de petite taille serait différente -il convient de comprendre meilleure- de celle des SICAV.

Il serait ainsi plus facile de traduire dans un portefeuille de petite taille la qualité de l'information recueillie.

A noter qu'il est difficile d'imaginer que le statut juridique différent des deux types de portefeuilles soit un critère déterminant de performance. Celui-ci viendrait s'ajouter à l'effet taille qui est avancé par les promoteurs alors que la notion statutaire n'est pas mise en avant. Nous n'avons toutefois pas le moyen

de mesurer l'éventuelle importance de ce critère. Nous ne pensons pas que le facteur juridique ait une influence dans la mesure où les organismes promoteurs sont les mêmes, il n'existe pas à notre connaissance de promoteur qui ait fait un choix juridique unique ni de création spécifique d'un organisme à partir de ce critère.

#### 4-1 Observation annuelle

Nous présentons tout d'abord sur le tableau 18 les distorsions de performance existant entre SICAV et FCP.

TABLEAU 18

#### Distorsion de performance entre les SICAV et les FCP en valeur relative à leur indice de référence

millésime	différence FCP-SICAV	test Kruskall	CHI 2
1988	-0,00100	1,15809	0,28186
1989	0,00160	2,34248	0,12589
1990	-0,00500	14,91405	<b>0,00011</b>
1991	0,00110	2,72283	0,09892
1992	0,00100	2,47816	0,11544
1993	0,00160	0,59797	0,43935
1994	-0,00060	0,18929	0,66351
1995	-0,00040	1,01051	0,31478
1996	-0,00110	1,90793	0,16719
1997	-0,00210	5,40597	<b>0,02007</b>
1998	-0,00050	0,00802	0,92864
1999	-0,00050	0,72489	0,39454

Note: la performance moyenne des FCP est significativement différente de celle des SICAV en 1990 et 1997 comme le montrent les valeurs du test de Kruskall Wallis (équation 116) qui suivent un CHI 2 à 1 degré de liberté.

Le tableau 18 réalisé à partir des différences mensuelles relatives à leur indice de référence des FCP et des SICAV montre que, tous styles confondus, il n'existe une différence statistiquement significative qu'en 1990 et 1997. Les différences atteintes par les millésimes les plus anciens sont globalement plus

importantes; c'est pourquoi nous complétons cette analyse par celle des performances brutes que nous trouvons sur le tableau 19.

TABLEAU 19

**Distorsion de performance entre les SICAV et les FCP  
valeurs brutes**

période	différence FCP-SICAV	test Kruskall	CHI 2
1988	0,00520	10,53241	<b>0,00117</b>
1989	0,00120	2,00952	0,15631
1990	-0,00590	16,67956	<b>0,00004</b>
1991	0,00150	2,13230	0,14422
1992	0,00120	4,04154	<b>0,04439</b>
1993	0,00270	1,32640	0,24945
1994	-0,00010	0,00268	0,95869
1995	0,00090	0,78974	0,37418
1996	-0,00100	0,77591	0,37840
1997	-0,00240	1,29685	0,25479
1998	-0,00340	0,15441	0,69435
1999	0,00720	4,70512	<b>0,03007</b>

Note: la performance moyenne des FCP est significativement différente de celle des SICAV en 1988 90 92 et 99 comme le montrent les valeurs du test de Kruskall Wallis (équation 116) qui suivent un CHI 2 à 1 degré de liberté (en caractères gras).

Les valeurs atteintes par le test de Kruskall Wallis (équation 116) pour les millésimes les plus anciens confirment qu'il existe parfois des différences de gestion statistiquement significatives.

Dans notre hypothèse, nous suggérons que la taille réduite du portefeuille (les FCP) procure un avantage de gestion.

Les tableaux 18 et 19 montrent qu'il n'en est rien puisque lorsque la différence de performance est significative, celle-ci n'est pas nécessairement à l'avantage des FCP en valeur brute (1990); en valeur relative, nous trouvons un constat inverse à notre attente puisque pour les deux exercices significatifs (1990 et 1997), les FCP ont une performance inférieure aux SICAV.

## 4-2 Observation sur 3 ans

Comme les résultats annuels sont ne permettent pas de trancher nettement en faveur d'une similitude de performance entre SICAV et FCP, nous allongeons la période d'observation sur trois ans afin de mesurer les effets du lissage. L'allongement de la période d'observation et, partant, du nombre d'observations mensuelles doit théoriquement mener au constat définitif de similitude de gestion. C'est l'objet des tableaux 20 et 21 arrêtés en valeur relative à l'indice de référence et en valeur brute.

TABLEAU 20

### Distorsion de performance entre les SICAV et les FCP en valeur relative à leur indice de référence

millésime	différence FCP-SICAV	test Kruskall	CHI 2
1988-90	0,06	1,79036	0,18088
1989-91	-0,10	2,33057	0,12686
1990-92	-0,12	1,78668	0,18133
1991-93	0,20	8,51291	<b>0,00353</b>
1992-94	0,07	1,20748	0,27183
1993-95	0,03	0,12052	0,72848
1994-96	-0,03	0,56293	0,45308
1995-97	-0,14	9,14995	<b>0,00249</b>
1996-98	-0,16	5,57412	<b>0,01823</b>
1997-99	-0,06	0,87791	0,34877

Note: la performance moyenne des FCP est significativement différente de celle des SICAV durant 3 périodes comme le montrent les valeurs du test de Kruskall Wallis (équation 116) qui suivent un CHI 2 à 1 degré de liberté (en caractères gras).

Force est de constater sur le tableau 20 que la similitude de performance mensuelle entre FCP et SICAV n'est pas totalement assurée. De plus, les résultats de la mesure par rapport à l'indice ne confirment pas l'effet taille puisque 2 périodes sur trois montrent une distorsion de performance en faveur des SICAV alors que notre hypothèse est inverse.



Le tableau 21 arrêté au moyen des valeurs brutes n'apporte pas d'éclairage plus net et force est de conclure en faveur de la similitude d'ensemble de la gestion quelle que soit la taille du portefeuille.

TABLEAU 21

**Distorsion de performance entre les SICAV et les FCP  
valeurs brutes**

millésime	différence FCP-SICAV	test Kruskall	CHI 2
1988-90	0,01	1,68771	0,19390
1989-91	-0,11	1,35592	0,24425
1990-92	-0,12	1,63901	0,20446
1991-93	0,27	13,87258	<b>0,00020</b>
1992-94	0,16	7,04644	<b>0,00794</b>
1993-95	0,14	3,73718	0,05321
1994-96	0,03	0,01298	0,90929
1995-97	-0,13	2,81721	0,09326
1996-98	-0,21	1,25152	0,26326
1997-99	-0,02	0,24862	0,61805

Note: la performance moyenne des FCP est significativement différente de celle des SICAV durant 2 périodes comme le montrent les valeurs du test de Kruskall Wallis (équation 116) qui suivent un CHI 2 à 1 degré de liberté (en caractères gras).

En conclusion, il n'existe pas d'une manière générale de différence de performance entre les SICAV et les FCP quelle que soit la durée de la période d'observation et le mode de mesure. Il existe d'autant moins d'effet taille que lorsqu'il y a différence de performance, celle des portefeuilles de taille plus réduite n'est pas nécessairement supérieure à celle des portefeuilles de taille plus imposante.

## **5 L'incidence de la fiscalité**

La spécificité française du Plan d'Epargne en Actions (PEA) mérite d'être évoquée. Nous postulons que le gérant, soumis à l'obligation de posséder en

portefeuille un pourcentage minimal d'actions françaises, ne possède pas toute la marge de manœuvre d'arbitrage en cas de baisse de marché. Il lui est ainsi impossible de profiter totalement de la capacité de *market timing* ; ainsi, la performance des portefeuilles avantagés par la fiscalité est sans doute inférieure à celle des portefeuilles non contraints lorsque le marché suit des oscillations à la hausse et à la baisse.

L'hypothèse inverse revient à dire qu'il est préférable de profiter de l'aubaine fiscale s'il n'existe pas de différence de performance statistiquement significative.

Tableau 22

**Distorsion de performance entre les OPCVM PEA et non PEA  
valeurs brutes**

année	différence Pea non-Pea	test Kruskall	CHI 2
1988	0,74%	24,82372	<b>6,282E-07</b>
1989	0,23%	6,46336	<b>0,01101211</b>
1990	0,32%	0,81973	0,3652583
1991	-0,10%	0,00455	0,94623973
1992	0,20%	12,13084	<b>0,00049595</b>
1993	-0,20%	0,01874	0,89112318
1994	-0,18%	11,12502	<b>0,00085171</b>
1995	-0,39%	28,98375	<b>7,2988E-08</b>
1996	0,28%	10,67822	<b>0,00108404</b>
1997	-0,15%	44,33409	<b>2,7685E-11</b>
1998	0,24%	6,36159	<b>0,01166169</b>
1999	0,42%	28,68046	<b>8,5361E-08</b>

Seuls trois millésimes n'offrent pas de différence entre OPCVM PEA et non PEA il s'agit de 1990, 1991 et 1993 pour lesquels la valeur du test de Kruskall Wallis est supérieure au seuil de 5% indiqué par la valeur du CHI 2 à 1 degré de liberté (équation 116, valeur en caractères gras).

Les chiffres du tableau 22 vont à l'encontre de l'hypothèse. Les millésimes 1988 1989 1992 1996 1998 et 1999 soit la moitié des exercices observés font apparaître une différence de performance mensuelle statistiquement significative. L'écart de performance brute est alors en faveur des OPCVM soumis aux contraintes nées de l'avantage fiscal. Trois exercices donnent également une différence de performance mensuelle conforme à l'hypothèse

émise; les trois derniers exercices ne montrent pas de distorsion de performance.

Une première conclusion prudente peut être avancée: il n'y a pas de raison de se priver de l'avantage fiscal puisque, la plupart du temps, et contrairement à l'hypothèse, la performance des OPCVM fiscalisés est meilleure.

Notre prudence n'est pas tant statistique que liée au fait que, durant la période sous revue, le marché a été essentiellement haussier.

Le constat est robuste en retenant des périodes d'observation plus longues.

Plutôt que de compléter ce point de vue par la vérification à partir des performances relatives, il nous paraît opportun de descendre dans le détail d'une analyse croisée des critères généraux susceptibles d'expliquer les différences de performance.

## **6 Etude croisée des performances**

Les premières conclusions des paragraphes précédents offrent un premier éclairage sur les caractéristiques générales des performances. Celles-ci sont approfondies en les croisant afin de compléter leur éventuel caractère discriminant.

Nous exposons ci-dessous les performances des familles d'OPCVM que nous avons répertoriées en mixant les trois critères décrits dans les paragraphes précédents: style de gestion, taille et fiscalité.

La démarche est la suivante:

- notre point de départ est constitué par les cinq styles de gestion que nous avons répertoriés sur le tableau 15
- nous soumettons la performance des portefeuilles de chaque style au test de Kruskal Wallis (équation 116) afin de détecter d'éventuelles différences de performances statistiquement significatives entre portefeuilles du même style.
- si tel est le cas, nous cherchons alors à savoir si la taille du portefeuille ou la fiscalité constituent des déterminants pertinents.

## 6-1 Le style de gestion consacré aux valeurs foncières

L'indice de référence pour ce style de gestion est fourni par Standard & Poor's. Sur le tableau 23, nous entendons par nombre d'OPCVM le cumul des portefeuilles existants et des créations nettes au cours de chaque exercice.

TABLEAU 23

### Différences de performances au sein du style de gestion Valeurs foncières

millésime	nombre total d'OPCVM	performance moyenne	test de Kruskall Wal	CHI 2
1988	8	-0,25%	ns	ns
1989	13	-0,49%	1,12747	0,77045
1990	15	-0,19%	0,55417	0,90684
1991	20	-0,12%	8,40403	<b>0,03836</b>
1992	21	-0,21%	3,76856	0,28756
1993	23	-0,14%	4,11413	0,24940
1994	23	-0,31%	3,72904	0,29225
1995	23	-0,31%	3,51346	0,31902
1996	23	-0,16%	0,80616	0,84799
1997	23	-0,33%	6,12448	0,10571
1998	24	-0,18%	1,34810	0,71775
1999	25	-0,25%	2,31938	0,50882

Note: La performance moyenne mensuelle de chaque OPCVM du style valeurs foncières est comparée à l'indice de référence fourni par Standard & Poor's. Le test de Kruskall Wallis (équation 116) est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les performances de l'exercice sont différentes de manière significative entre portefeuilles.

Sur le tableau 23, les créations de portefeuilles entre 1988 et 1991 correspondent à l'accroissement de la bulle immobilière. Malgré l'éclatement de celle-ci, il existe un courant résiduel de création.

Nous avons vu sur le tableau 17 que le style de gestion est resté homogène sur l'ensemble période hormis pour 2 portefeuilles.

Les performances sont systématiquement en retard par rapport à leur indice. Ces performances sont globalement homogènes entre elles à l'exception de 1991; dans ce cas, la valeur du test juxta le seuil de 5% du CHI 2 et ne peut

donc être considérée comme infirmant significativement le constat de cohérence d'ensemble.

Nous concluons que le style de gestion consacré aux valeurs foncières ne distingue pas le critère de taille du portefeuille ni l'appartenance à une catégorie fiscale. L'investisseur final choisira donc un portefeuille entrant dans la catégorie du PEA sans se soucier d'un autre paramètre.

## 6-2 Le style des petites capitalisations

Ce style de gestion est l'objet d'une mode assez récente. La création des Nouveaux Marchés en Europe à partir de 1997 exprime le souhait des autorités de pouvoir accueillir les entreprises ayant peu d'historique. Les indices spécifiques créés en France en 1998 sont utilisés dans notre étude (cf. tableau 15).

TABLEAU 24

### Différences de performances au sein du style de gestion Petites capitalisations

	nombre total d'OPCVM	performance moyenne	test de Kruskall Wal	CHI 2
1988	15	-0,52%	3,87054	0,14439
1989	15	-0,58%	0,48214	0,78579
1990	18	0,08%	4,17632	0,12392
1991	22	0,61%	1,34627	0,51011
1992	28	0,25%	0,91954	0,63143
1993	33	0,01%	0,30543	0,85837
1994	34	-0,26%	0,48980	0,78278
1995	37	0,02%	0,00383	0,99809
1996	44	0,41%	5,24991	0,07244
1997	55	0,16%	3,47376	0,32418
1998	65	0,20%	8,24669	<b>0,04118</b>
1999	95	0,73%	20,97295	<b>0,00011</b>

Note: La performance moyenne mensuelle de chaque OPCVM du style valeurs small caps est comparée à l'indice du second ou du nouveau marché (cf tableau 15). Le test de Kruskal Wallis (équation 116) est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les performances de l'exercice sont différentes de manière significative entre portefeuilles.

Les promoteurs essaient de valoriser le créneau, l'évolution du nombre total d'OPCVM consacrés à cette orientation de gestion (tableau 24) s'accélère en fin de période.

Le style des moyennes capitalisations ne présente pas un nombre suffisant de portefeuilles identifiables pour pouvoir être séparé. Historiquement, ce sont les *mid caps* qui ont précédé au milieu de la décennie 1990 l'arrivée des *small caps* avec la création des marchés dédiés à ces valeurs.

Les performances des portefeuilles sont globalement homogènes jusqu'en 1997. Il semble donc que sur la décade, il n'y ait pas de différence de gestion suivant les portefeuilles; les critères taille et fiscalité ne sont pas déterminants.

Les deux dernières années sont détaillées ci-dessous.

TABLEAU 25

**Différences de performances au sein du style de gestion  
Petites capitalisations  
Comparaison FCP PEA et non PEA**

année	Différence de performance fcp pea - fcp non PEA	test de	
		Kruskall Wal	CHI 2
1998	-0,00555	2,58234	0,10806
1999	0,02544	7,03487	<b>0,00799</b>

Note: La performance moyenne mensuelle de chaque OPCVM du style valeurs *small caps* est comparée suivant l'appartenance à la catégorie PEA ou non PEA. Le test de Kruskal Wallis (équation 116) est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les performances de l'exercice sont différentes de manière significative entre portefeuilles.

Le tableau 25 distingue les FCP qui entrent dans la catégorie fiscale du PEA de ceux qui ne présentent pas ce caractère. Ces derniers ont été créés pour la quasi-totalité au cours de ces deux exercices.

La performance présente des caractéristiques différentes: statistiquement homogène en 1998 et hétérogène à l'avantage net des portefeuilles PEA en 1999.

Il n'y a donc pas de raison de ne pas profiter de l'avantage fiscal.

La caractéristique fiscale mesurée sur les portefeuilles de taille plus importante (tableau 26) donne des résultats contradictoires puisque statistiquement significatifs pour les deux années mais de sens opposé quant à la performance.

TABLEAU 26

**Différences de performances au sein du style de gestion  
Petites capitalisations  
Comparaison SICAV PEA et non PEA**

année	Différence de performance		test de	
	SICAV pea - SIC non PEA	Kruskall Wal	CHI 2	
1998	-0,00827	4,79370	<b>0,02856</b>	
1999	0,06184	8,61073	<b>0,00334</b>	

Note: La performance moyenne mensuelle de chaque OPCVM du style valeurs small caps est comparée suivant l'appartenance à la catégorie PEA ou non PEA. Le test de Kruskall Wallis (équation 116) est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les performances de l'exercice sont différentes de manière significative entre portefeuilles.

Il est donc opportun de regarder les performances des portefeuilles ayant la même caractéristique fiscale pour compléter notre observation: c'est l'objet des deux tableaux suivants.

La valeur du test de Kruskall Wallis n'est pas statistiquement significative sur le tableau 27 qui décrit la différence de performance existant entre les FCP et les SICAV hors du cadre fiscal du PEA. Ainsi, l'avantage de rentabilité que procurent en moyenne les FCP ne peut être considéré comme statistiquement fiable dans le temps.

TABLEAU 27

**Différences de performances au sein du style de gestion  
Petites capitalisations  
Comparaison FCP et SICAV non PEA**

année	Différence de performance fcp-sicav non PEA	test de Kruskall Wal	CHI 2
1998	0,00014	0,30000	0,58388
1999	0,02077	0,81485	0,36669

Note: La performance moyenne mensuelle de chaque OPCVM du style valeurs small caps est comparée suivant l'appartenance à la catégorie fcp ou sicav non PEA. Le test de Kruskall Wallis (équation 116) est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les performances de l'exercice sont différentes de manière significative entre portefeuilles.

La même comparaison de performance dans le cadre fiscal du PEA donne également des résultats peu interprétables car non homogènes.

TABLEAU 28

**Différences de performances au sein du style de gestion  
Petites capitalisations  
Comparaison FCP et SICAV PEA**

année	Différence de performance fcp-sicav PEA	test de Kruskall Wal	CHI 2
1998	0,00184	1,39424	0,23769
1999	-0,00441	4,06305	<b>0,04383</b>

Note: La performance moyenne mensuelle de chaque OPCVM du style valeurs small caps est comparée suivant l'appartenance à la catégorie fcp ou sicav PEA. Le test de Kruskall Wallis (équation 116) est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les performances de l'exercice sont différentes de manière significative entre portefeuilles.



Le tableau 28 ne donne pas de différence significative en 98. Celle de 1999 est à la limite du seuil avec une valeur de sens opposé.

Au total, nous avons vu sur le tableau 16 que le style des petites capitalisations a permis aux gérants de se distinguer en étant en avance de l'indice. Cela étant, il n'existe pas de caractère discriminant de taille ou de fiscalité pour apporter un éclairage complémentaire explicatif de la performance.

### **6-3 Le style généraliste**

Parler de style généraliste relève de l'euphémisme pour cette catégorie de portefeuilles dont le caractère commun est de ne pas avoir d'orientation de gestion précise.

Le tableau 29 décrit la performance moyenne des portefeuilles au regard du CAC 40 avant 1991 et du SBF 250 ensuite. L'étude des distorsions de performance entre portefeuilles est ensuite menée au moyen du test de Kruskal Wallis (équation 116)

Ce tableau traduit bien qu'il existe des différences de gestion puisque le test de Kruskal Wallis donne des valeurs homogènes pour seulement trois exercices sur douze avec, en 1989 et 1990, des valeurs proches du seuil. De plus, le sens des performances est hétérogène.

Rappelons notre constat précédent: durant la période de marché calme de 1992 à 1995, les gérants battent le marché. Comme le style généraliste représente le contingent le plus nombreux, nous retrouvons naturellement cette observation sur ce tableau.

TABLEAU 29

**Différences de performances au sein du style de gestion généraliste**

	nombre total d'OPCVM	performance moyenne	test de Kruskall Wal	CHI 2
1988	91	-1,06%	30,16232	<b>1,2757E-06</b>
1989	106	-0,59%	7,63259	0,05424786
1990	110	-0,10%	7,34040	0,06180428
1991	126	-0,43%	11,99786	<b>0,00739051</b>
1992	157	0,01%	24,25580	<b>2,2089E-05</b>
1993	190	0,59%	5,59438	0,1331012
1994	207	0,18%	30,67287	<b>9,9612E-07</b>
1995	226	0,05%	17,23182	<b>0,00063324</b>
1996	251	-0,27%	12,88604	<b>0,00488965</b>
1997	293	-0,17%	55,99119	<b>4,2192E-12</b>
1998	356	-0,64%	16,33110	<b>0,00096981</b>
1999	448	-0,11%	24,20659	<b>2,2618E-05</b>

Note: La performance moyenne mensuelle de chaque OPCVM du style généraliste est comparée à l'indice CAC 40 avant 1991 puis au SBF 250 (cf tableau 15). Le test de Kruskall Wallis (équation 116) est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les performances de l'exercice sont différentes de manière significative entre portefeuilles.

L'analyse des performances moyennes mensuelles au moyen des critères de taille et de fiscalité apporte-t-il un éclairage qui nous indique d'éventuelles similitudes de gestion?

Sur le tableau 30, nous étudions le critère taille représenté par les FCP suivant qu'ils appartiennent ou non à la catégorie fiscale du PEA.

TABLEAU 30

**Différences de performances au sein du style de gestion  
généraliste  
Comparaison FCP PEA et non PEA**

année	Différence de performance fcp pea - fcp non PEA	test de	
		Kruskall Wal	CHI 2
1988	-0,83%	10,96502	<b>0,00093</b>
1989	-0,05%	0,07453	0,78488
1990	0,01%	0,78485	0,82726
1991	-0,19%	6,35737	<b>0,01169</b>
1992	-0,14%	3,52138	0,06058
1993	0,25%	2,55106	0,11022
1994	0,35%	14,75142	<b>0,00012</b>
1995	0,53%	10,18148	<b>0,00142</b>
1996	0,10%	0,50129	0,47893
1997	0,56%	33,12200	<b>0,00008</b>
1998	-0,10%	1,14581	0,22723
1999	-0,35%	6,71769	<b>0,00955</b>

Note: La performance moyenne mensuelle de chaque OPCVM du style généraliste est comparée suivant l'appartenance à la catégorie PEA ou non PEA. Le test de Kruskal Wallis (équation 116) est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les performances de l'exercice sont différentes de manière significative entre portefeuilles.

Le tableau 30 donne des résultats contradictoires: un exercice sur 2 ne donne pas de différence de performance entre les FCP soumis aux contraintes de gestion du PEA. Lorsqu'il existe une différence de performance statistiquement significative, la différence est tantôt positive et tantôt négative.

Au total, il n'est pas possible de conclure à une souplesse de gestion amenant une amélioration de la performance lorsqu'il n'existe pas de contrainte limitant en théorie la capacité d'anticipation des mouvements du marché.

L'investisseur a intérêt à profiter de l'avantage fiscal en souscrivant aux parts des FCP qui entrent dans cette catégorie.

Le tableau 31 donne la différence de performance mensuelle entre les SICAV entrant et n'entrant pas dans la catégorie fiscale du PEA. Lorsque cette différence est statistiquement significative, les SICAV PEA subissent un retard

de performance à l'exception de 1994 et 1997. L'effet taille ne paraît pas déterminant car nous faisons les mêmes constats pour les FCP. Ainsi, l'investisseur qui choisit les portefeuilles dans le cadre fiscal du PEA doit avoir mesuré l'impact de sa propre fiscalité et des frais de chaque OPCVM avant d'opter pour une SICAV hors PEA, plus rémunératrice mais susceptible d'entraîner une imposition venant annihiler l'intérêt d'un tel choix.

TABLEAU 31

**Différences de performances au sein du style de gestion  
généraliste  
Comparaison SICAV PEA et non PEA**

année	Différence de performance SICAV pea - SIC non PEA	test de Kruskall Wal	CHI 2
1988	-0,56%	12,87912	<b>0,00033</b>
1989	-0,25%	4,55042	<b>0,03290</b>
1990	-0,02%	0,03353	0,85470
1991	-0,18%	5,30890	<b>0,02122</b>
1992	-0,51%	21,22326	<b>0,00004</b>
1993	0,14%	0,92955	0,33498
1994	0,35%	15,86773	<b>0,00007</b>
1995	0,09%	2,59302	0,10734
1996	-0,31%	12,72601	<b>0,00036</b>
1997	0,45%	17,66179	<b>0,00003</b>
1998	-0,26%	17,59358	<b>0,00003</b>
1999	-0,60%	18,21117	<b>0,00002</b>

Note: La performance moyenne mensuelle de chaque OPCVM du style généraliste est comparée suivant l'appartenance à la catégorie PEA ou non PEA. Le test de Kruskall Wallis (équation 116) est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les performances de l'exercice sont différentes de manière significative entre portefeuilles.

Notre observation sur la taille faite précédemment trouve un premier élément de complétude sur le tableau 32 avec, globalement, une différence de performance statistiquement non significative. La seule exception nette de 1988 ne peut en effet être réellement complétée par 1989 et 1990 puisque les valeurs du CHI 2 sont proches du seuil de 0.05.

Ainsi, en dehors du cadre fiscal du PEA, la taille du portefeuille n'a pas d'incidence sur la performance.

TABLEAU 32

**Différences de performances au sein du style de gestion  
généraliste  
Comparaison FCP et SICAV non PEA**

année	Différence de performance fcp-sicav non PEA	test de Kruskall Wal	CHI 2
1988	-0,83%	5,61225	<b>0,01784</b>
1989	-0,01%	3,85714	<b>0,04953</b>
1990	0,23%	4,07440	<b>0,04354</b>
1991	-0,03%	0,30159	0,58289
1992	0,21%	1,33145	0,24855
1993	0,56%	0,00980	0,92113
1994	0,43%	0,23794	0,62570
1995	0,43%	0,12834	0,72016
1996	-0,20%	0,40616	0,52393
1997	0,32%	0,00011	0,99147
1998	-0,07%	2,28366	0,13074
1999	-0,52%	1,94365	0,16327

Note: La performance moyenne mensuelle de chaque OPCVM du style généraliste est comparée suivant l'appartenance à la catégorie fcp ou sicav non PEA. Le test de Kruskall Wallis (équation 116) est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les performances de l'exercice sont différentes de manière significative entre portefeuilles.

En intégrant le cadre fiscal du PEA, l'effet taille que nous trouvons sur les résultats du tableau 33 est contraire à l'hypothèse qui veut que la souplesse de gestion des FCP soit sanctionnée par un avantage de performance. Cette observation peut également signifier qu'il n'existe pas de réelle différence de taille entre les portefeuilles. Faute de connaissance des volumes et de leur évolution au fil du temps, nous n'avons pu compléter cette supposition.

TABLEAU 33

**Différences de performances au sein du style de gestion  
généraliste  
Comparaison FCP et SICAV PEA**

année	Différence de performance fcp-sicav PEA	test de Kruskall Wal	CHI 2
1988	-0,63%	8,28758	<b>0,00399</b>
1989	-0,32%	0,04077	0,83999
1990	-0,02%	3,31954	0,06846
1991	-0,27%	0,03289	0,85609
1992	-0,72%	1,08282	0,29807
1993	0,19%	1,25769	0,26020
1994	0,11%	0,23154	0,63039
1995	-0,07%	5,13369	<b>0,02347</b>
1996	-0,46%	6,32415	<b>0,01191</b>
1997	-0,02%	4,87808	<b>0,02720</b>
1998	-0,46%	1,05566	0,30421
1999	-0,53%	0,58093	0,44595

Note: La performance moyenne mensuelle de chaque OPCVM du style généraliste est comparée suivant l'appartenance à la catégorie fcp ou sicav PEA. Le test de Kruskall Wallis (équation 116) est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les performances de l'exercice sont différentes de manière significative entre portefeuilles.

#### **6-4 Le style matières premières, or et métaux précieux**

Nous avons regroupé les deux styles de gestion en raison du nombre assez faible de portefeuilles consacrés à ce style de gestion. Cette faiblesse va de pair avec les performances systématiquement en retrait des autres orientations de gestion, elle explique que les promoteurs n'aient pas lancé de nouveaux produits alors que les marchés des matières premières et des métaux précieux n'ont pas performé sur la période.

Sans entrer ici dans des considérations macro-économiques, nous pouvons néanmoins souligner que les industriels consomment moins de matières premières pour fabriquer leurs produits finis. Fabriquer une tonne d'acier consomme deux fois moins d'énergie et d'eau qu'il y a vingt ans par exemple.

De plus, le monde n'a pas connu d'insécurité durant notre période d'observation; or, les accès de fièvre qui touchent les cours des matières premières et des métaux précieux se produisent lorsqu'un climat d'insécurité est ressenti. Nous devons ainsi répéter que la durée des observations de notre recherche est la plus longue que nous pouvons traiter compte tenu de la spécificité des portefeuilles qui relèvent de la gestion collective; cette durée est toutefois courte si l'on se place dans une perspective de très long terme. Il n'existe donc pas de caractère définitif dans nos propos sur ce style de gestion.

Le tableau 34 illustre la faiblesse des performances des portefeuilles orientés sur les valeurs aurifères et métaux précieux. Nous avons déjà signalé en introduction que sur les portefeuilles existants en 1988, les cinq les moins performants de 1988 à 2000 appartiennent à cette catégorie.

TABLEAU 34

**Différences de performances au sein du style de gestion  
or et matières premières**

année	différence mat pre..or	test de Kruskall Wal	CHI 2
1988	0,42%	1,37143	0,24157
1989	-0,18%	0,11111	0,73888
1990	1,87%	6,76000	<b>0,00932</b>
1991	-0,04%	0,01500	0,90252
1992	0,89%	3,84000	0,05004
1993	-1,89%	2,94000	0,08641
1994	0,76%	3,40000	0,06520
1995	-0,75%	2,02105	0,15513
1996	1,75%	10,80789	<b>0,00101</b>
1997	3,58%	7,70667	<b>0,00550</b>
1998	0,62%	1,12667	0,28849
1999	2,26%	7,26000	<b>0,00705</b>

Note: La performance moyenne mensuelle de chaque OPCVM du style or et matières premières est comparée à l'indice fourni par Standard & Poor's (cf tableau 15). Le test de Kruskall Wallis (équation 116) est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les performances de l'exercice sont différentes de manière significative entre portefeuilles.

Lorsqu'il existe une différence de performance entre les deux styles de gestion, celle-ci donne systématiquement l'avantage aux matières premières dont les performances sont donc moins médiocres que celles de mines d'or et métaux précieux.

## **Conclusion**

Sharpe (1992) rappelle qu'il est de la responsabilité de l'investisseur de choisir le moment auquel il entre dans le marché de même, il lui appartient de choisir le marché sur lequel il place son argent.

Cette première étude basée sur les performances moyennes donne les résultats suivants:

- L'allongement de la durée d'observation ne procure pas d'information complémentaire à l'investisseur hormis l'aspect (trivial) de l'existence continue pendant toute la période.
- A l'exception des portefeuilles investis en mines d'or et métaux précieux, les OPCVM réalisent une performance supérieure au taux sans risque sur la période. Ils justifient ainsi l'existence et la rémunération d'une prime de risque.
- Les gérants battent le marché dans les périodes de calme mais ne le battent pas globalement dans les périodes de forts mouvements.
- Sur la période mars 1988 – février 2000, le classement des performances par style de gestion au regard de leur marché donne un net avantage aux petites capitalisations qui battent régulièrement leur marché alors que les autres styles sont globalement en retrait.
- La taille des portefeuilles n'est pas un critère globalement déterminant de la performance. Nous avons supposé en préalable que les FCP étaient de plus petite taille que les SICAV, cela signifie qu'une étude sur les volumes doit venir compléter ce constat: sans vérification exhaustive, nous pouvons en effet mettre en doute le postulat de taille communément admis dans la littérature.



- Les contraintes de la détention permanente d'un pourcentage de valeurs françaises nées de la fiscalité du PEA ne sont pas un obstacle à la performance pour le style de gestion orienté vers les valeurs foncières.
- Si le choix de l'investisseur se porte sur le style généraliste, il souscrira des parts de FCP ou des actions de SICAV PEA qui ne souffrent pas non plus des contraintes de gestion nées de la fiscalité. L'investisseur doit alors mesurer l'impact de sa propre fiscalité et des frais d'entrée et de sortie avant de se tourner vers les portefeuilles hors PEA un peu plus performants.
- Faut-il un nombre de portefeuilles suffisants, il n'est pas possible d'apporter la même richesse de conclusions pour les styles de gestion Petites Capitalisations, Mines d'or et Métaux précieux, et enfin matières premières.

Ces premiers constats effectués sur les moyennes sont insuffisants puisqu'ils ne prennent pas le risque comme facteur de choix. C'est l'objet de l'exposé du chapitre suivant.

## Chapitre 5

# Les OPCVM actions françaises: les mesures de performance et de risque

### Introduction

Dans le chapitre précédent, nous avons abordé la mesure de performance sous le seul aspect des moyennes comme point de départ de l'étude. La notion de moyenne, pour robuste qu'elle soit, n'est pas suffisante pour appréhender le risque pris par l'investisseur. Le risque global est mesuré usuellement par l'écart type des rentabilités d'un portefeuille.

Le recours à la méthode des moindres carrés ordinaires complète la moyenne: la pente de la droite de régression donne à l'investisseur la précision sur le risque qu'il prend systématiquement, l'ordonnée à l'origine de cette régression donne la capacité du gérant à sélectionner les titres du portefeuille. Il est usuel de dire que cette rémunération au-delà (ou en deçà) du risque systématique, est "anormale" car inexistante si les conditions de marché sont à l'équilibre comme nous l'avons vu dans notre revue de littérature.

Avant de commencer nos mesures, nous rappelons notre choix méthodologique de traitement de l'hétéroscédasticité: chaque observation est pondérée par la réciproque de l'écart type du résidu de la régression.

### **1 Existe-t-il une rentabilité anormale?**

Tout comme dans l'étude des moyennes, nous cherchons à savoir si les gérants sont capables de sélectionner les meilleurs titres du marché en dégagant ainsi une rentabilité "anormale" que nous avons décrite dans la partie 2 au chapitre 10. Nous rappelons la formule de calcul:

$$\alpha_{pt} = [E(R_{pt}) - R_f] - \beta_p [E(R_{mt}) - R_f] \quad (\text{cf } 28)$$

Nous essayons de savoir si un style de gestion est propice à l'action de *stock picking*, de même, le cadre fiscal du PEA favorise-t-il ou constitue-t-il un obstacle à l'habileté des gérants.

Pour ce faire, nous présentons d'abord un graphique reprenant les valeurs observées de l'alpha de Jensen par pas annuel.

Les valeurs statistiquement significatives sont soulignées à partir de l'estimateur de variance résiduelle  $\varepsilon$ :

$$\sigma^2 \alpha = \frac{\sigma^2(\varepsilon) \sum_1^n (R_{mt})^2}{\sum_1^n (R_{mt} - \bar{R}_m)^2} \quad (125)$$

La racine carrée de cet estimateur suit un t de Student. Pour notre étude, nous retenons le seuil de 5% comme significatif, c'est le seuil usuellement retenu dans la littérature.

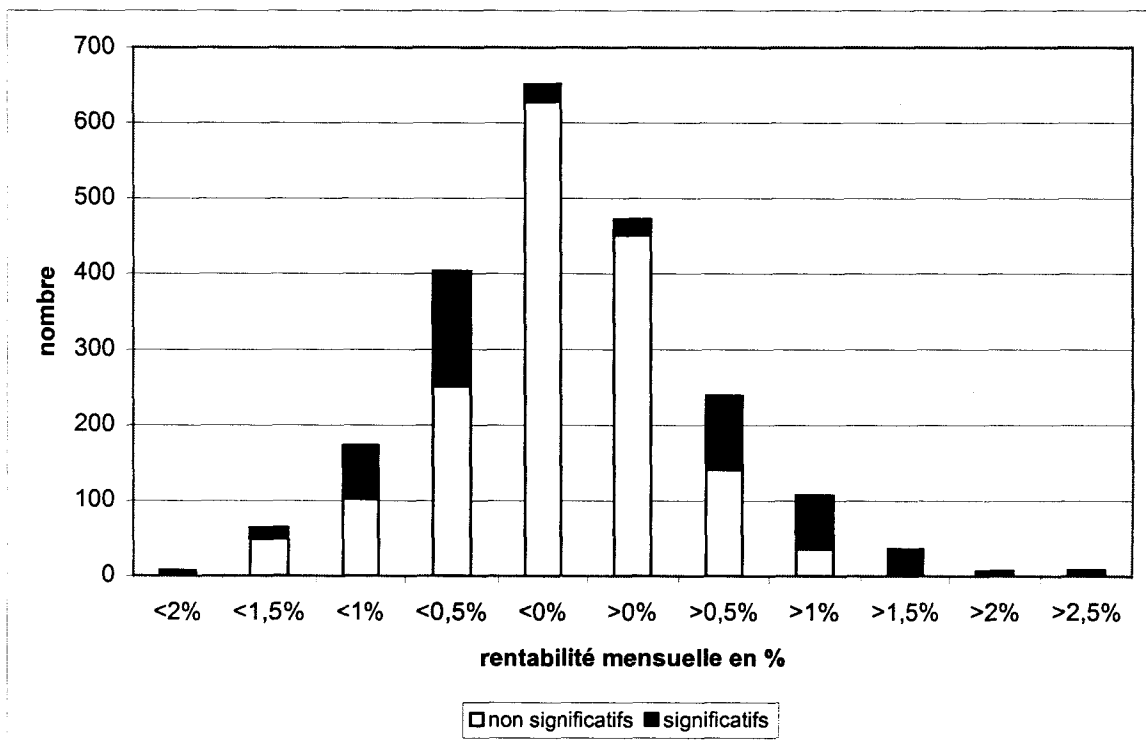
Nous entrons ensuite dans le détail des déterminants en présentant les différences de performance analysées au moyen du test de Kruskal Wallis (équation 116) déjà utilisé dans le chapitre précédent.

## 1-1 Le style généraliste

Nous abordons cette étude par le style généraliste, le plus fourni en volume. Comme le nombre d'OPCVM survivants croît au fil des ans, nous ne donnons pas le nombre de portefeuilles dégagant une rentabilité anormale, mais le nombre d'observations réalisées au cours des douze années 1988-2000.

GRAPHIQUE 10

### Rentabilité anormale des OPCVM de style généraliste



Note: le nombre correspond aux observations annuelles (cf tableau 15). Les valeurs significatives sont calculées au moyen de l'estimateur de variance résiduelle (équation 125) dont la racine carrée suit le t de student. Le seuil de significativité est de 5%. Le détail des alphas est donné en annexe 2. L'hétéroscédasticité est traitée en pondérant chaque observation par la réciproque de l'écart type résiduel de la régression.

Le graphique 10 reflète la même réalité que nous avons décrite dans la revue de littérature et confirme les résultats récents de Lhabitant (1999) sur le marché suisse et ceux de Bergeruc (1999) sur un échantillon d'OPCVM français: il existe

quelquefois une rentabilité anormale statistiquement significative positive mais celle-ci est plus généralement négative.

La taille des portefeuilles est-elle déterminante? Il est supposé que les gérants peuvent agir avec plus de souplesse donc de profitabilité si la taille des portefeuilles est plus petite. Nous avons vu dans l'étude des moyennes que cette hypothèse ne se vérifie pas.

TABLEAU 35

**Différences de rentabilité anormale au sein du style de gestion généraliste entre FCP et SICAV**

année	différence FCP SICAV	test de	
		Kruskall Wal	CHI 2
1988	0,00505	15,68801	<b>0,00007</b>
1989	0,00153	3,33434	0,06785
1990	-0,00147	2,64821	0,10367
1991	-0,00048	0,05651	0,81210
1992	0,00136	3,60742	0,05752
1993	-0,00033	0,38984	0,53238
1994	0,00059	0,05969	0,80699
1995	-0,00175	4,83875	<b>0,02783</b>
1996	-0,00127	3,70411	0,05428
1997	-0,00108	2,93316	0,08678
1998	0,00046	1,98323	0,15905
1999	0,00292	1,60547	0,20513

Note: les différences de valeurs entre alpha de Jensen des FCP et SICAV sont soumises au test de Kruskall Wallis (équation 116) qui est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les différences de l'exercice sont statistiquement significatives.

Le tableau 35 ci-dessus donne une réponse négative à cette hypothèse puisque durant dix années sur douze, il n'existe pas de différence de rentabilité anormale statistiquement significative entre les FCP et les SICAV. De plus, lorsqu'il y a différence significative, elle est alternativement positive et négative.

Pour compléter cette observation, nous étudions les FCP et SICAV PEA et non PEA deux à deux afin de mixer l'effet taille et l'effet fiscalité. C'est l'objet des tableaux 36 et 37:

TABLEAU 36

**Différences de rentabilité anormale au sein du style de gestion  
généraliste entre FCP PEA et non PEA**

année	différence FCP PEA-non PEA	test de	
		Kruskall Wal	CHI 2
1988	0,00110	0,04242	0,83682
1989	-0,00071	0,56366	0,45279
1990	0,00052	0,14782	0,70062
1991	0,00166	6,60423	<b>0,01017</b>
1992	0,00234	7,14301	<b>0,00753</b>
1993	-0,00301	5,68898	<b>0,01707</b>
1994	0,00280	6,05685	<b>0,01385</b>
1995	-0,00361	15,34091	<b>0,00009</b>
1996	-0,00065	0,36934	0,54337
1997	-0,00639	46,31514	<b>0,00000</b>
1998	-0,00059	0,11086	0,73917
1999	0,00516	21,99460	<b>0,00000</b>

Note: les différences de valeurs entre alpha de Jensen des FCP PEA et non PEA sont soumises au test de Kruskal Wallis (équation 116) qui est interprété par un CHI 2.

Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les différences de l'exercice sont statistiquement significatives.

Le tableau 36 détaille les FCP suivant leur appartenance fiscale. Lorsque les alphas sont statistiquement différents, l'avantage de rentabilité ne peut être attribué clairement. Le tableau 37 qui concerne les SICAV ne donne pas d'éclairage significatif lui non plus.

Au total, la mesure de rentabilité anormale des OPCVM actions françaises du style généraliste n'est pas différente de ce que la littérature présente à propos des différents marchés mondiaux. De plus, il n'existe pas de spécificité française liée à la différence de taille théorique entre les FCP et les SICAV ou à la différence de fiscalité.

TABLEAU 37

**Différences de rentabilité anormale au sein du style de gestion  
généraliste entre SICAV PEA et non PEA**

année	différence FCP PEA-non PEA	test de	
		Kruskall Wal	CHI 2
1988	-0,00085	0,08257	0,77384
1989	0,00114	1,73910	0,18725
1990	0,00166	1,20714	0,27190
1991	0,00157	4,87349	0,02727
1992	0,00608	33,50233	0,00000
1993	-0,00194	2,17070	0,14066
1994	0,00391	11,04766	0,00089
1995	-0,00173	5,63338	0,01762
1996	0,00033	0,00016	0,98976
1997	-0,00649	38,33053	0,00000
1998	0,00055	4,65611	0,03094
1999	0,00546	16,69204	0,00004

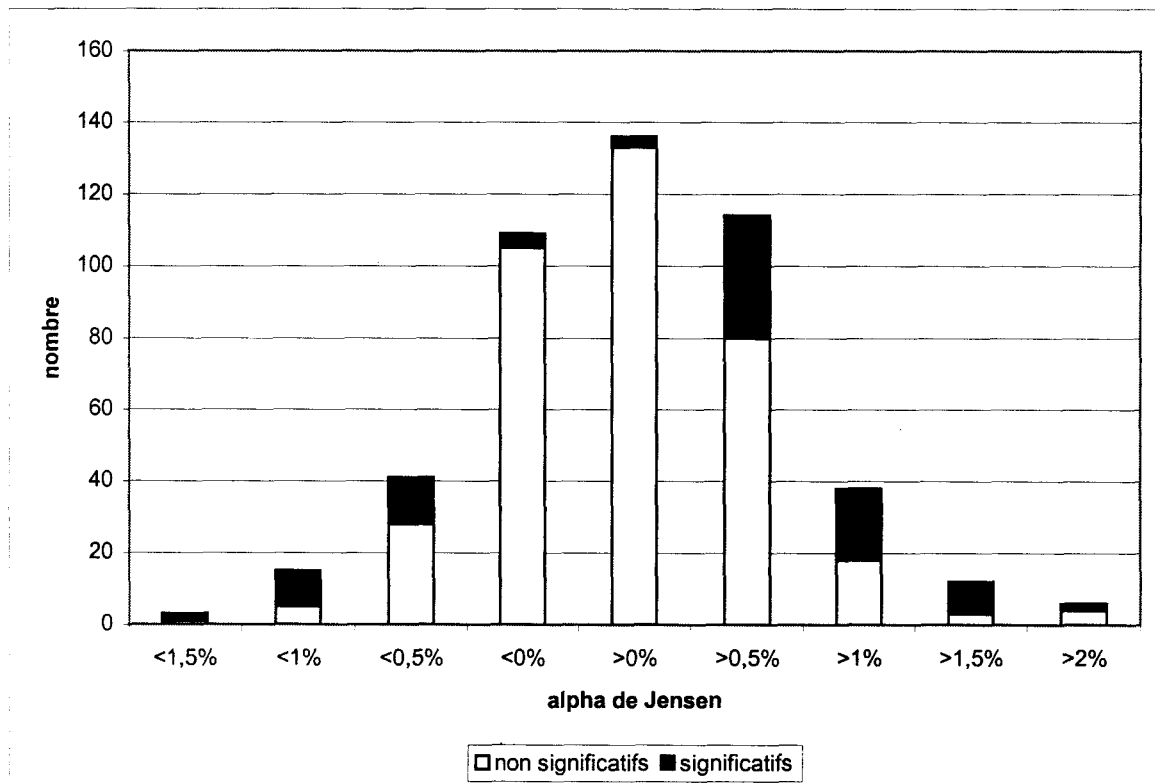
Note: les différences de valeurs entre alpha de Jensen des SICAV PEA et non PEA sont soumises au test de Kruskal Wallis (équation 116) qui est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les différences de l'exercice sont statistiquement significatives.

## 1-2 Les Petites capitalisations

Les Petites Capitalisations dont nous avons vu dans le chapitre précédent que leur performance moyenne était supérieure à l'indice de référence offrent sur le graphique 11 des alphas de Jensen statistiquement significatifs positifs plus nombreux.

Ils sont plus nombreux que les alphas négatifs mais aussi plus nombreux que les alphas positifs du style de gestion généraliste.

GRAPHIQUE 11

**Rentabilité anormale des OPCVM de style petites capitalisations**

Note: le nombre correspond aux observations annuelles (cf tableau 15). Les valeurs significatives sont calculées au moyen de l'estimateur de variance résiduelle (équation 125) dont la racine carrée suit le t de student. Le seuil de significativité est de 5%. Le détail des alphas est donné en annexe 2. L'hétéroscédasticité est traitée en pondérant chaque observation par la réciproque de l'écart type résiduel de la régression.

Comme le nombre de portefeuilles créés en dehors du cadre fiscal du PEA est abondant lors des deux derniers exercices, nous observons les effets de la fiscalité sur cette courte période.

Le tableau 38 ci-dessous laisse à penser que l'effet PEA est négatif sur la performance avec une valeur statistiquement significative en 1998.

Ainsi, la souplesse de gestion sans l'obstacle du pourcentage minimal de détention permettrait aux gérants d'être plus réactifs face aux opportunités de sélection des *small caps*. Nous employons le conditionnel en raison du manque de recul.



TABLEAU 38

**Différences de rentabilité anormale au sein du style de gestion  
Petites capitalisations entre OPCVM PEA et non PEA**

année	différence PEA non PEA	test de Kruskall Wallis	CHI 2
1998	-0,59	7,15833	<b>0,00475</b>
1999	-0,25	0,88585	0,34660

Note: les différences de valeurs entre alpha de Jensen des OPCVM PEA et non PEA sont soumises au test de Kruskall Wallis (équation 116) qui est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les différences de l'exercice sont statistiquement significatives.

### 1-3 Le style Foncier

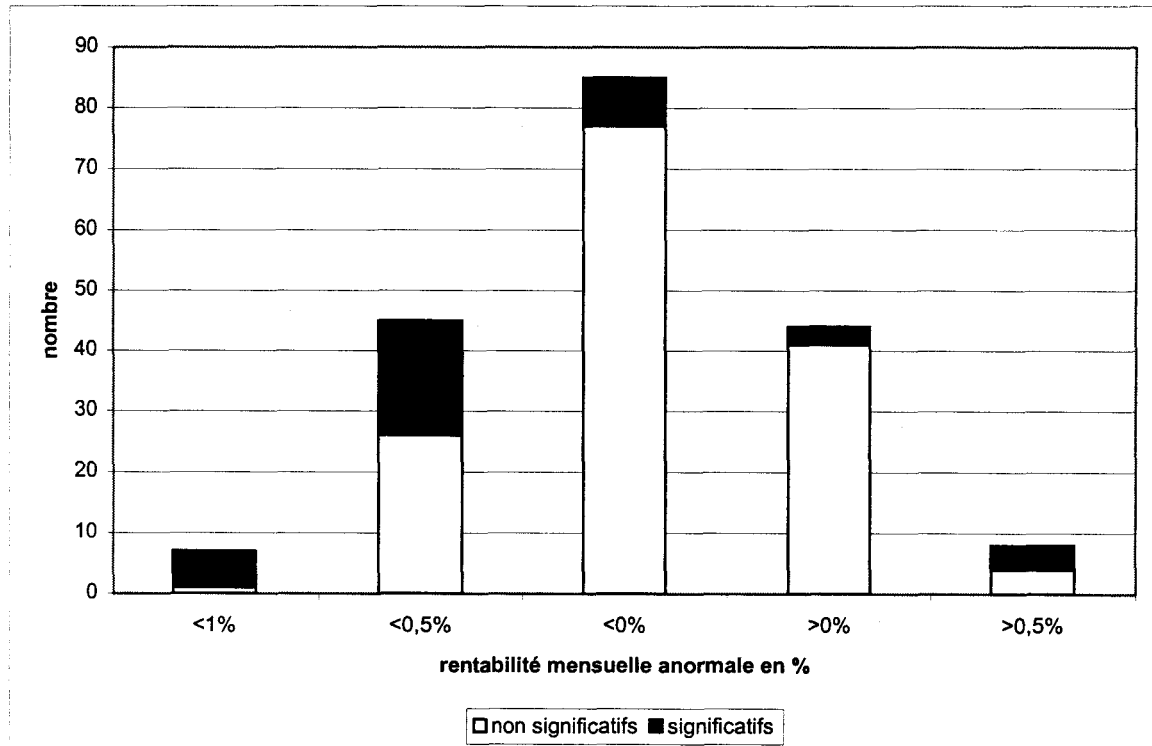
Les valeurs qui composent ces portefeuilles sont considérées comme défensives. Nous nous attendons ainsi à observer des rentabilités anormales proches de la moyenne et peu significatives.

Le graphique 12 montre un profil de résultat assez voisin de celui des portefeuilles de style généraliste. Les notions de taille et de fiscalité n'apportent pas d'éclairage complémentaire.

Nous ne traitons pas les styles matières premières et or car ils ne sont pas porteurs d'information complémentaire.

## GRAPHIQUE 12

## Rentabilité anormale des OPCVM de style foncier



Note: le nombre correspond aux observations annuelles (cf tableau 15). Les valeurs significatives sont calculées au moyen de l'estimateur de variance résiduelle (équation 125) dont la racine carrée suit le t de student. Le seuil de significativité est de 5%. Le détail des alphas est donné en annexe 2. L'hétéroscédasticité est traitée en pondérant chaque observation par la réciproque de l'écart type résiduel de la régression.

En conclusion sur l'alpha de Jensen, nous remarquons que cette mesure confirme les résultats trouvés à partir des performances moyennes. Le style de gestion mis en valeur est celui des petites capitalisations. Dans ce cas précis, le pourcentage minimal de détention de valeurs né de l'appartenance à la catégorie fiscale du PEA constitue un obstacle à la performance. L'investisseur doit donc mesurer l'incidence des droits d'entrée et de sortie afin d'optimiser son placement.

## **2 Le risque systématique**

Nous avons vu dans le premier chapitre de la première partie que le risque systématique (équation 11) est mesuré par la pente de la droite de régression. Si ce risque suit exactement le marché, la pente est égale à 1; la valeur est supérieure si le gérant anticipe une hausse du marché, inférieure dans le cas contraire. C'est la mesure de base du *market timing*.

Pour l'ensemble de la période 1988-2000, le marché ayant globalement progressé, la moyenne des bêtas des portefeuilles passés en revue est de 0.779831. Cette valeur peut être considérée comme le signe d'une gestion globale prudente.

Nous observons également que la très grande majorité des portefeuilles exhibe un bêta statistiquement significatif. C'est un point commun aux études empiriques, c'est pourquoi nous ne le développons pas davantage.

Dans le cadre de notre étude, nous avons défini lors du chapitre de présentation les sept sous périodes de hausse et de baisse du marché. En suivant le raisonnement de Malkiel (1995), nous comparons les bêtas durant les vagues de hausse et de baisse afin de savoir s'ils correspondent à l'hypothèse rappelée ci-dessus.

Pour mesurer l'éventuelle incidence du style de gestion sur le coefficient au cours des vagues de hausse et de baisse, nous ne prenons dans la base que les portefeuilles existants ou créés avant 1995 puisque la dernière vague de hausse démarre en 1995. Le fait de prendre en considération les portefeuilles plus récents donne un coefficient de la sous période trop flatteur. Cela signifie que l'échantillon maximal est limité à 285 portefeuilles.

### **2-1 Le résultat global**

Le résultat global du tableau 39 ci-dessous ne répond pas aux attentes de la théorie car le bêta de la deuxième période qui correspond à une période de baisse du marché est supérieur à celui de la période de hausse; cette valeur est

statistiquement significative. Nous retrouvons le même paradoxe lors de la cinquième période; dans ce cas, à une hausse du marché correspond un bêta en baisse; la valeur obtenue n'est toutefois pas statistiquement significative.

Seule la dernière période de hausse est significative et répond à l'hypothèse d'existence d'une capacité à prévoir les mouvements du marché.

Une des explications possibles réside dans le fait que la gestion des OPCVM est plutôt conservatrice avec une proportion de liquidités rémunérées au taux sans risque et d'obligations. Une gestion plus agressive serait alors à l'origine du chiffre de 1999.

TABLEAU 39

**Mesure du risque systématique dans les périodes  
de hausse et de baisse du marché**

Vague de	bêta moyen	Diffé T T-1	Test K W	CHI 2
1 hausse	0,57316			
2 baisse	0,67804	0,10488	14,86365	<b>0,00059</b>
3 hausse	0,68634	0,00830	0,42958	0,80671
4 baisse	0,68336	-0,00297	1,83307	0,39990
5 hausse	0,67640	-0,00697	1,03336	0,59650
6 baisse	0,67123	-0,00516	0,00055	0,99973
7 hausse	0,79742	0,12619	59,57083	<b>0,00000</b>

Note: plus le bêta moyen est proche de 1 plus les OPCVM sont proches du marché  
Le test de Kruskal Wallis mesure la similitude de valeur du bêta entre la période précédente et la période de la ligne considérée. La valeur du CHI 2 en caractères gras signifie que la valeur est statistiquement significative

## 2-2 Le risque systématique et le style de gestion

Le risque systématique du style généraliste mesuré durant l'ensemble de la période est de 0.69998, celui du style foncier de 0.91074, celui du style petites capitalisations de 0.94178.

Ces valeurs différentes incitent à creuser davantage l'étude du risque systématique pour chaque style de gestion en observant les évolutions durant les phases de hausse et de baisse du marché.

## 2-2-1 Le style généraliste.

Un premier test mené sur l'ensemble des risques systématiques de ce style de gestion pour l'ensemble de la période montre que ceux-ci ne sont pas constants durant les différentes phases.

Nous observons alors ces risques deux à deux en sous périodes contiguës afin de voir à quel moment le gérant a modifié son approche globale du marché. Nous séparons également les portefeuilles PEA de ceux qui restent en dehors du cadre fiscal afin de mesurer l'incidence de la moindre rotation hypothétique des actifs lors des périodes de baisse pour les portefeuilles qui font bénéficier de l'avantage.

Nous commençons par le tableau 40 ci-dessous qui présente l'évolution du risque systématique des portefeuilles hors PEA. Les différences entre périodes de hausse et de baisse ne sont pas toutes mises en valeur. En effet, si la période 6 de baisse est logiquement marquée par une baisse du bêta au regard de la période précédente, la période 5 de hausse voit le coefficient baisser de manière statistiquement significative par rapport à la précédente alors que la période 2 de baisse a un coefficient plus fort.

TABLEAU 40

**Mesure du risque systématique dans les périodes de hausse et de baisse du marché, style généraliste non PEA**

Vague de	bêta moyen	Diffé T T-1	Test K W	CHI 2
1 hausse	0,35521			
2 baisse	0,57332	0,21811	42,56237	<b>0,00000</b>
3 hausse	0,60734	0,03402	0,61704	0,43215
4 baisse	0,60531	-0,00203	0,27726	0,59850
5 hausse	0,51497	-0,09033	9,84016	<b>0,00171</b>
6 baisse	0,46711	-0,04787	7,52700	<b>0,00608</b>
7 hausse	0,71043	0,24332	106,77371	<b>0,00000</b>

Note: plus le bêta moyen est proche de 1 plus les OPCVM sont proches du marché  
Le test de Kruskal Wallis mesure la similitude de valeur du bêta entre la période précédente et la période de la ligne considérée. La valeur du CHI 2 en caractères gras signifie que la valeur est statistiquement significative

Ainsi, les résultats observés ne sont pas conformes à la théorie, les gérants n'épousent pas harmonieusement les mouvements du marché.

Le tableau 41 présente le risque systématique des portefeuilles PEA. Les valeurs moyennes sont plus élevées que celles du tableau précédent, ce qui confirme implicitement une détention plus constante d'actions en conformité avec la législation en vigueur. Ce constat est également cohérent avec les performances vues dans le chapitre précédent; comme le marché a été globalement haussier sur l'ensemble de la période 1988-2000, il est normal qu'à risque systématique plus élevé corresponde une performance de meilleure qualité.

De plus, à l'exception de la sous période 6 de baisse du marché, l'évolution du risque systématique est conforme à la théorie.

La gestion sous les fourches caudines de la fiscalité apparaît alors être une prime de risque rémunérée sur le long terme lorsque le marché monte justifiant ainsi a posteriori le souhait du législateur soucieux d'apporter au marché les liquidités nécessaires à son développement.

TABLEAU 41

**Mesure du risque systématique dans les périodes de hausse et de baisse du marché, style généraliste PEA**

Vague de	bêta moyen	Diffé T T-1	Test KW	CHI 2
1 hausse	0,63568			
2 baisse	0,60569	-0,02999	1,02646	0,31099
3 hausse	0,64911	0,04341	1,92216	0,16562
4 baisse	0,58972	-0,05939	7,47601	<b>0,00625</b>
5 hausse	0,68472	0,09500	22,58856	<b>0,00000</b>
6 baisse	0,72061	0,03589	3,87543	<b>0,04900</b>
7 hausse	0,80184	0,08123	34,91747	<b>0,00000</b>

Note: plus le bêta moyen est proche de 1 plus les OPCVM sont proches du marché  
Le test de Kruskal Wallis mesure la similitude de valeur du bêta entre la période précédente et la période de la ligne considérée. La valeur du CHI 2 en caractères gras signifie que la valeur est statistiquement significative



### 2-2-2 le style foncier

Le nombre de portefeuilles consacrés à cette orientation de gestion est moins élevé puisque notre échantillon est limité à 24 contre 223 pour le style généraliste.

Nous avons souligné en début de paragraphe la valeur élevée du coefficient bêta observé pour l'ensemble de la période.

Il apparaît, en étudiant les différentes phases de hausse et de baisse, que ce coefficient n'est pas statistiquement modifié de manière significative. Il semble donc, nous ne connaissons malheureusement pas l'évolution de la composition des portefeuilles, que le coefficient de rotation des portefeuilles soit peu élevé. Les gérants de ce style de gestion ne font pas preuve de capacité à anticiper les mouvements de marché.

### 2-2-3 Le style Petites Capitalisations

La valeur du bêta est élevée sur l'ensemble de la période: 0.94178. Ce niveau peut se comprendre car les portefeuilles sous revue bénéficient tous de l'avantage fiscal du PEA. Ainsi, la rotation des actifs suivant les périodes de hausse ou de baisse est moins importante. Enfin, comme nous observons les portefeuilles créés jusqu'en 1995, l'indice de référence est celui du second marché qui connaît des soubresauts d'une amplitude modérée au cours des différentes phases de hausse et de baisse.

Le premier test mené conclut à une différence significative des bêtas au cours de différentes sous périodes. Nous affinons donc notre étude en comparant ces coefficients deux à deux.

TABLEAU 42

#### Mesure du risque systématique dans les périodes de hausse et de baisse du marché, style petites capitalisations PEA

Vague de	bêta moyen	Diffé T T-1	Test K W	CHI 2
1 hausse	0,73822			
2 baisse	1,02844	0,29023	9,00523	<b>0,00269</b>
3 hausse	0,85101	-0,17743	3,62158	0,05703
4 baisse	0,97802	0,12701	2,32391	0,12740
5 hausse	0,87060	-0,10742	2,22225	0,13604
6 baisse	0,84510	-0,02551	0,56622	0,45177
7 hausse	0,95356	0,10847	8,19953	<b>0,00419</b>

Note: plus le bêta moyen est proche de 1 plus les OPCVM sont proches du marché  
Le test de Kruskal Wallis mesure la similitude de valeur du bêta entre la période précédente et la période de la ligne considérée. La valeur du CHI 2 en caractères gras signifie que la valeur est statistiquement significative

Le tableau 42 ne permet pas de conclure à une capacité d'anticipation des mouvements du marché puisque, si la dernière vague de hausse donne logiquement une valeur positive significative, la deuxième période, statistiquement significative, a été mal négociée.

En conclusion sur le risque systématique, il n'est pas possible de conclure à une capacité d'anticipation des mouvements du marché. Il apparaît en outre que la fiscalité du PEA apporte un surplus de rémunération lorsque le marché est haussier sur le long terme en conformité avec le souhait du législateur à l'origine de la loi.

### **3 La mesure de Treynor**

La rentabilité en excès du risque systématique statistiquement significative est difficile à rencontrer lorsque les gérants ne battent pas régulièrement le marché. Comme il existe par ailleurs des portefeuilles dont la rentabilité est inférieure au taux sans risque (c.f. introduction du chapitre précédent), il est logique de rencontrer des ratios de Treynor négatifs. Nous n'avons toutefois pas observé de résultat négatif statistiquement significatif quand bien même les portefeuilles du style or et métaux précieux exhibent des performances négatives.

Les seules valeurs positives statistiquement significatives que nous observons concernent les créations du style petites capitalisations en 1999 soit 26 portefeuilles équitablement répartis en termes d'appartenance ou de non appartenance à la catégorie fiscale du PEA. Ce constat ne se retrouve pas dans les périodes de hausse de marché antérieures.

Nous interprétons ces quelques valeurs positives comme une prise de risque allant au-delà des habitudes de prudence manifestées par les gérants.

Nous approfondissons la mesure du risque au moyen du ratio de Sharpe.



#### **4 Le ratio de Sharpe**

Ce ratio pose la question de la régularité de la rentabilité dégagée par un portefeuille face aux risques encourus. Cette régularité met en valeur l'écart type des rentabilités comme la mesure de risque d'un portefeuille (cf. équation 24):

$$E(R_{pt}) = R_{ft} + \frac{\sigma_p (E(R_{mt}) - R_{ft})}{\sigma_m} \quad (24)$$

Avec

$E(R_{pt})$  la rentabilité espérée du portefeuille pendant la période t

$E(R_{mt})$  la rentabilité espérée du portefeuille de marché pendant la période t

$R_{ft}$  le taux sans risque en t

$\sigma_p$  le risque total du portefeuille géré

$\sigma_m$  le risque total du portefeuille de marché

Ainsi, un ratio élevé consacre une rentabilité élevée avec une minimisation des écarts de cette rentabilité sur la période d'évaluation.

Nous regardons tout d'abord la valeur des ratios. La deuxième observation consiste à savoir si les gérants conservent cette régularité de performance au fil du temps puisque, connaissant l'aversion pour le risque des investisseurs, ceux-ci sont d'autant plus convaincus d'une bonne gestion que la performance est régulière. Nous utilisons donc à la fois les périodes annuelles et les phases de hausse et de baisse du marché pour apprécier la régularité.

Afin de fixer un repère, nous avons comparé le ratio de Sharpe du CAC 40, du SBF 250 et du second marché sur la période s'étendant de janvier 1992 à mars 2000. Nous obtenons respectivement 0.2458 pour le CAC 40, 0.2982 pour le SBF 250 et 0.2734 pour le second marché. Ainsi, l'indice le plus large, le SBF 250 présente une rentabilité globale supérieure au CAC 40 et à l'indice du second marché avec un écart type des données temporelles moins élevé. L'indice du second marché présente la performance la moins élevée, mais ceci

s'accompagne de l'écart type le plus faible; ces deux caractéristiques expliquent la place intermédiaire de cet indice.

#### 4-1 Le ratio de Sharpe par millésime

Sur le tableau 43, nous arrêtons pour chaque année la valeur moyenne du ratio en rappelant que c'est le numérateur qui donne le sens.

TABLEAU 43

##### Ratio de Sharpe pour chaque style de gestion

	style	foncier	généraliste	small caps	mat pre...	or
année						
1988		-0,06380	0,26979	0,38937	0,10998	0,01551
1989		-0,01660	-0,01642	0,10409	-0,08356	-0,01767
1990		-0,32172	-0,26157	-0,34579	-0,44519	-0,67640
1991		-0,57106	-0,07366	-0,11528	0,02955	0,03754
1992		-0,28944	-0,28487	-0,33466	-0,07173	-0,22656
1993		0,61556	0,36433	0,73380	0,47008	0,48430
1994		-0,88626	-0,62555	-0,63183	-0,96170	-0,65604
1995		-0,10768	0,13660	0,08569	0,26840	0,24786
1996		0,37842	0,57601	0,52714	0,43223	-0,02990
1997		0,20352	0,32379	0,13244	-0,18733	-0,66247
1998		0,13601	0,08077	-0,02973	-0,20164	-0,23615
1999		0,22271	0,72095	0,83344	0,34674	0,10542

Note: le ratio de Sharpe est calculé suivant l'équation 24 dans le texte

Les remarques que nous avons faites lors de notre étude des performances moyennes s'appliquent aux valeurs indiquées sur le tableau 43; nous retrouvons l'historique de chaque marché sur les douze dernières années avec, notamment les portefeuilles consacrés aux matières premières, à l'or et aux métaux précieux qui restent à la traîne avec constance.

Pour souligner la représentativité de chaque ratio, nous établissons le même tableau en indiquant les rangs obtenus pour chaque OPCVM chaque année; nous rappelons en effet que le ratio de Sharpe permet un classement des OPCVM entre eux. C'est l'objet du tableau 44 ci-dessous.

TABLEAU 44

**Ratio de Sharpe pour chaque style de gestion  
rang moyen obtenu chaque année par les OPCVM**

année	généraliste	small caps	foncier	mat pre...	or	test Kruskall	CHI 2
1988	58	39	114	91	111	59,03592	<b>3,3812E-08</b>
1989	76	50	74	92	75	19,47763	0,07763537
1990	65	99	96	128	152	48,15047	<b>2,9427E-06</b>
1991	84	101	170	45	43	49,86442	<b>1,4758E-06</b>
1992	112	127	90	34	75	69,94310	<b>3,2825E-10</b>
1993	155	46	67	112	108	89,64332	<b>5,788E-14</b>
1994	126	147	173	234	147	40,41625	<b>6,1318E-05</b>
1995	145	169	258	77	80	51,17099	<b>8,6896E-07</b>
1996	149	187	255	226	330	52,20274	<b>5,7074E-07</b>
1997	161	300	253	322	384	135,79878	<b>4,2122E-23</b>
1998	210	336	128	397	449	93,32497	<b>1,118E-14</b>
1999	292	190	542	505	564	165,13206	<b>4,7167E-29</b>
moyenne ensemble	136	149	185	189	210		

Note: ce tableau enregistre les rangs obtenus par chaque OPCVM au cours de chaque exercice. Les tests de Kruskal Wallis et la valeur renvoyée du CHI 2 montrent que les rangs ne sont pas homogènes entre les styles de gestion sauf pour l'exercice 1989 supérieur au seuil de significativité de 5%.

Par ailleurs, les styles généraliste et Petites Capitalisations obtiennent en moyenne les meilleurs ratios sur l'ensemble de la période, l'or les plus médiocres.

Sur le tableau 44, nous voyons que les ratios de Sharpe ne sont pas homogènes entre les styles de gestion avec l'exception de 1989. Les Petites Capitalisations confirment le sentiment de performance régulière que nous avons souligné en étudiant les moyennes et l'alpha de Jensen. Le style généraliste apparaît comme étant le meilleur en moyenne sur l'ensemble de la période.

Nous complétons notre analyse annuelle en regardant l'homogénéité des ratios à l'intérieur de chaque style.

#### 4-1-1 Le style foncier

Les résultats présentés dans le tableau 45 ci-dessous montrent que les OPCVM du style foncier ont globalement le même ratio de Sharpe pour chaque millésime. Il existe quelques valeurs de CHI 2 inférieures au seuil de signification, celles-ci sont toutefois proches du seuil de 5%. Il est donc difficile de penser que les gestions orientées vers les valeurs défensives sont réellement différentes.

TABLEAU 45

**Homogénéité du ratio de Sharpe  
style de gestion valeurs foncières**

année	ratio moyen	test K W	CHI 2
1988	-0,06380	1,00000	0,60653066
1989	-0,01660	1,67473	0,43285061
1990	-0,32172	1,20000	0,54881164
1991	-0,57106	6,10073	<b>0,04734158</b>
1992	-0,28944	4,62071	0,09922589
1993	0,61556	6,12681	<b>0,04672828</b>
1994	-0,88626	0,84498	0,65541304
1995	-0,10768	2,83307	0,24255246
1996	0,37842	3,15554	0,20643511
1997	0,20352	6,34187	<b>0,04196427</b>
1998	0,13601	2,46286	0,29187531
1999	0,22271	2,17662	0,33678596

Note: test de Kruskal Wallis (équation 116) appliqué aux ratios de Sharpe  
Les valeurs en gras du CHI 2 sont proches du seuil de 5%, ainsi nous estimons que les OPCVM du style foncier exhibent chaque année, un ratio de Sharpe quasiment semblable; il n'y a pas de différence de gestion significative entre les portefeuilles de ce style de gestion

#### 4-1-2 Le style matières premières

Les chiffres du tableau 46 consacré aux ratios de Sharpe des OPCVM du style matières premières n'appellent pas de commentaire particulier puisque les ratios ne sont statistiquement pas différents pour chaque millésime.

TABLEAU 46

**Homogénéité du ratio de Sharpe  
style de gestion matières premières**

année	ratio moyen	test K W	CHI 2
1988	0,10998	0,50000	0,47950
1989	-0,08356	0,00000	1,00000
1990	-0,44519	2,00000	0,15730
1991	0,02955	0,50000	0,47950
1992	-0,07173	2,00000	0,15730
1993	0,47008	0,00000	1,00000
1994	-0,96170	0,21429	0,64343
1995	0,26840	2,08333	0,14891
1996	0,43223	1,33333	0,24821
1997	-0,18733	2,16000	0,14164
1998	-0,20164	3,84000	0,05004
1999	0,34674	0,96000	0,32719

Note: test de Kruskal Wallis (équation 116) appliqué aux ratios de Sharpe (équation 24). Nous constatons qu'aucune valeur de CHI 2 n'est inférieure au seuil de significativité de 5%.

Nous estimons que les OPCVM du style matières premières ont un ratio de Sharpe quasiment semblable; il n'y a pas de différence de gestion significative entre les portefeuilles de ce style de gestion

#### 4-1-3 Le style petites capitalisations

Le tableau 47 montre aussi des ratios similaires au fil des ans à l'exception de 1998, exercice "chahuté" par la crise financière asiatique. Cette homogénéité conforte une nouvelle fois la bonne performance d'ensemble de ce style de gestion pour l'ensemble de la période observée.

TABLEAU 47

**Homogénéité du ratio de Sharpe  
style de gestion petites capitalisations**

année	ratio moyen	test K W	CHI 2
1988	0,38937	3,87054	0,27579
1989	0,10409	0,65625	0,88344
1990	-0,34579	0,19737	0,97801
1991	-0,11528	0,04193	0,99775
1992	-0,33466	0,82989	0,84231
1993	0,73380	1,75928	0,62384
1994	-0,63183	0,27551	0,96457
1995	0,08569	0,42536	0,93496
1996	0,52391	1,30839	0,72714
1997	0,12070	3,92359	0,26983
1998	-0,04817	8,37839	<b>0,03881</b>
1999	0,83592	2,08624	0,55470

Note: test de Kruskal Wallis (équation 116) appliqué aux ratios de Sharpe (équation 24). Nous constatons qu'aucune valeur de CHI 2 n'est inférieure au seuil de significativité de 5% sauf en 1998

Nous estimons que les OPCVM du style petites capitalisations ont un ratio de Sharpe quasiment semblable; il n'y a pas de différence de gestion significative entre les portefeuilles de ce style de gestion

#### 4-1-4 Le style généraliste

Les résultats du tableau 48 ci-dessous sont hétérogènes à deux exceptions près: 1990 et 1996. Nous avons donc à poursuivre notre investigation en analysant les ratios de Sharpe suivant l'appartenance ou la non appartenance à la catégorie fiscale du PEA.

TABLEAU 48

**Homogénéité du ratio de Sharpe  
style de gestion généraliste**

année	ratio moyen	test K W	CHI 2
1988	0,26979	16,21364	<b>0,000301475</b>
1989	-0,01642	8,82250	<b>0,012140021</b>
1990	-0,26157	1,44496	0,485546416
1991	-0,07366	10,26215	<b>0,005910192</b>
1992	-0,28487	50,91810	<b>8,77559E-12</b>
1993	0,36433	9,01800	<b>0,011009444</b>
1994	-0,62555	9,62030	<b>0,008146649</b>
1995	0,13660	18,40752	<b>0,00010066</b>
1996	0,57601	2,21977	0,329596233
1997	0,32379	51,83206	<b>5,55661E-12</b>
1998	0,08171	10,97528	<b>0,004137591</b>
1999	0,71834	104,77643	<b>1,77047E-23</b>

Note: test de Kruskal Wallis (équation 116) appliqué aux ratios de Sharpe (équation 24). Nous constatons que toutes les valeurs du CHI 2 sont inférieures au seuil de significativité de 5% sauf en 1990 et en 1996. Nous estimons que les OPCVM du style généraliste ont un ratio de Sharpe dissemblable; il existe donc une différence de gestion significative entre les portefeuilles de ce style de gestion.

Le tableau 49 ci-dessous compare les ratios des Fonds Communs de Placement. Force est de reconnaître que lorsque les portefeuilles différenciés par leur appartenance fiscale exhibent des ratios différents de manière significative, les résultats sont contradictoires et ne permettent pas de conclure en disant que la fiscalité est un facteur déterminant de la valeur du ratio de Sharpe.

TABLEAU 49

**Ratio de Sharpe: différences au sein du style de gestion  
généraliste entre FCP PEA et non PEA**

année	différence FCP PEA-non PEA	test de Kruskall Wal	CHI 2
1988	0,07511	2,26550	0,13228
1989	0,01984	0,01294	0,90943
1990	-0,01521	0,23853	0,62527
1991	0,06275	4,97492	<b>0,02572</b>
1992	0,07256	7,14301	<b>0,00753</b>
1993	-0,04823	2,46117	0,11669
1994	0,10577	1,92073	0,16578
1995	-0,07242	11,91603	<b>0,00056</b>
1996	0,02254	0,26159	0,60903
1997	-0,09689	26,71922	<b>2,3527E-07</b>
1998	0,00686	0,42878	0,51259
1999	0,15471	48,30577	<b>3,64678E-12</b>

Note: les différences de valeurs entre ratios de Sharpe des FCP PEA et non PEA sont soumises au test de Kruskal Wallis (équation 116) qui est interprété par un CHI 2.

Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les différences de l'exercice sont statistiquement significatives.

Le complément est donné par l'analyse des SICAV sur le tableau 50:

TABLEAU 50

**Ratio de Sharpe: différences au sein du style de gestion  
généraliste entre SICAV PEA et non PEA**

année	différence SICAV PEA-non PEA	test de Kruskall Wal	CHI 2
1988	0,06417	4,11429	<b>0,04252</b>
1989	0,07902	6,49532	<b>0,01082</b>
1990	0,02885	0,64464	0,42203
1991	0,06915	5,25346	<b>0,02190</b>
1992	0,18757	35,70242	<b>2,29878E-09</b>
1993	-0,04922	3,76666	0,05228
1994	0,14756	6,37520	<b>0,01157</b>
1995	-0,07300	6,10828	<b>0,01345</b>
1996	0,02624	0,84181	0,35888
1997	-0,10174	23,29908	<b>1,38666E-06</b>
1998	0,02489	14,28648	<b>0,00016</b>
1999	0,21348	53,45521	<b>2,64556E-13</b>

Note: les différences de valeurs entre ratios de Sharpe des SICAV PEA et non PEA sont soumises au test de Kruskal Wallis (équation 116) qui est interprété par un CHI 2.

Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les différences de l'exercice sont statistiquement significatives.



Bien que les différences statistiquement significatives soient plus nettes en faveur de la gestion PEA, il existe deux exceptions en 1995 et 1997 qui ne permettent pas d'affirmer avec certitude que la gestion sous la règle fiscale procure une meilleure performance.

L'analyse du ratio de Sharpe sous l'angle de la fiscalité confirme celle des moyennes et de l'alpha de Jensen: le carcan fiscal théorique ne fait pas obstacle à la performance si celle-ci est comparée au statut de gestion hors fiscalité. Il n'y a donc pas de raison de se priver de l'avantage fiscal procuré par le PEA.

#### 4-2 Le ratio de Sharpe durant les phases de hausse et de baisse du marché

L'allongement à trois ans de la sous période d'observation ne permet pas de résoudre les différences de performances en suivant les critères de taille et de fiscalité.

Nous regardons le comportement des ratios lors des phases de hausse et de baisse du marché en focalisant notre attention sur le style généraliste car le nombre de portefeuilles observés est suffisamment grand.

TABLEAU 51

##### Ratio de Sharpe: différences au sein du style de gestion généraliste entre FCP PEA et non PEA

phase	différence FCP PEA-non PEA	test de	
		Kruskall Wal	CHI 2
1 hausse	0,06861	2,39337	0,12185
2 baisse	-0,20914	13,60814	<b>0,00023</b>
3 hausse	0,07856	7,46108	<b>0,00630</b>
4 baisse	-0,13810	9,02095	<b>0,00267</b>
5 hausse	-0,03101	2,22226	0,13603
6 baisse	-0,04486	4,13002	<b>0,04213</b>
7 hausse	0,00095	0,01203	0,91267

Note: les différences de valeurs entre ratios de Sharpe des FCP PEA et non PEA sont soumises au test de Kruskall Wallis (équation 116) qui est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les différences de l'exercice sont statistiquement significatives.

TABLEAU 52

**Ratio de Sharpe: différences au sein du style de gestion  
généraliste entre SICAV PEA et non PEA**

phase	différence FCP PEA-non PEA	test de	
		Kruskall Wal	CHI 2
1 hausse	0,10436	13,83219	<b>0,00020</b>
2 baisse	-0,14464	13,72401	<b>0,00021</b>
3 hausse	0,15230	18,23662	<b>0,00002</b>
4 baisse	-0,04630	1,76599	0,18388
5 hausse	-0,02588	0,79033	0,37400
6 baisse	-0,02021	0,05330	0,81742
7 hausse	0,03598	13,66588	<b>0,00022</b>

Note: les différences de valeurs entre ratios de Sharpe des SICAV PEA et non PEA sont soumises au test de Kruskal Wallis (équation 116) qui est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les différences de l'exercice sont statistiquement significatives.

Les tableaux 51 et 52 renvoient une similitude forte: le cadre fiscal du PEA, quelle que soit la taille du portefeuille, influence significativement la performance des OPCVM actions françaises.

En effet, lorsque les différences entre la gestion sous PEA et hors PEA sont statistiquement significatives, le sens de la différence de performance est conforme au sens du marché.

Nous retrouvons alors le principal avantage (inconvenient) du cadre fiscal dans un marché haussier (baissier).

## Conclusion

Nous venons de voir les trois mesures de performance les plus usitées en y ajoutant celle de Treynor. Si cette dernière n'apporte pas de résultat significatif interprétable, les autres mesures amènent à conclure de la manière suivante:

- Au cours de la période sous revue, le style consacré aux petites capitalisations dégage une rentabilité anormale supérieure aux autres

TABLEAU 52

**Ratio de Sharpe: différences au sein du style de gestion  
généraliste entre SICAV PEA et non PEA**

phase	différence FCP PEA-non PEA	test de Kruskall Wal	CHI 2
1 hausse	0,10436	13,83219	<b>0,00020</b>
2 baisse	-0,14464	13,72401	<b>0,00021</b>
3 hausse	0,15230	18,23662	<b>0,00002</b>
4 baisse	-0,04630	1,76599	0,18388
5 hausse	-0,02588	0,79033	0,37400
6 baisse	-0,02021	0,05330	0,81742
7 hausse	0,03598	13,66588	<b>0,00022</b>

Note: les différences de valeurs entre ratios de Sharpe des SICAV PEA et non PEA sont soumises au test de Kruskal Wallis (équation 116) qui est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les différences de l'exercice sont statistiquement significatives.

Les tableaux 51 et 52 renvoient une similitude forte: le cadre fiscal du PEA, quelle que soit la taille du portefeuille, influence significativement la performance des OPCVM actions françaises.

En effet, lorsque les différences entre la gestion sous PEA et hors PEA sont statistiquement significatives, le sens de la différence de performance est conforme au sens du marché.

Nous retrouvons alors le principal avantage (inconvénient) du cadre fiscal dans un marché haussier (baissier).

## Conclusion

Nous venons de voir les trois mesures de performance les plus usitées en y ajoutant celle de Treynor. Si cette dernière n'apporte pas de résultat significatif interprétable, les autres mesures amènent à conclure de la manière suivante:

- Au cours de la période sous revue, le style consacré aux petites capitalisations dégage une rentabilité anormale supérieure aux autres

styles. Ce constat confirme les observations réalisées auparavant à partir des moyennes.

- Le risque systématique consacre une gestion d'ensemble conservatrice avec des coefficients qui ne distinguent pas les périodes de hausse et de baisse du marché. Les gérants ne semblent pas modifier la composition de leurs portefeuilles en précédant ces phases.
- Le ratio de Sharpe permet de souligner le rôle du cadre fiscal dans la performance et le risque des portefeuilles. Nous constatons en effet que le couple rentabilité risque est mieux rémunéré en cas de hausse du marché lorsque le portefeuille a le label PEA; ce couple subit également davantage les effets de la baisse des marchés actions. De ce point de vue, nous pouvons également souligner qu'une observation annuelle ou pluri-annuelle ne donne pas ce niveau de précision dans l'observation.

## Chapitre 6

### **Les OPCVM actions françaises: les mesures de *market timing***

#### **Introduction**

Les mesures de performance classiques que nous avons utilisées dans le chapitre précédent dégagent les traits généraux des caractéristiques propres au marché français. Ces mesures datent des années soixante et, au cours des deux décennies suivantes, quelques chercheurs ont mis au point des compléments susceptibles de préciser l'origine de la performance. Nous les avons évoqués lors de la revue de littérature, nous envisageons d'utiliser trois mesures de *market timing*: celle de Treynor et Mazuy (1966) complète les observations faites à partir de la valeur du bêta et affine la mesure de capacité d'anticipation des mouvements du marché.

Avec Henrikson et Merton (1981), nous observons la réponse des gérants aux informations qu'ils reçoivent de la part du marché. L'agressivité avec laquelle cette réponse est effectuée fait l'objet du modèle de Bhattacharya et Pfleiderer (1983).

S'agissant de mesures d'anticipation des mouvements de marché, nous avons évité l'utilisation des sous périodes annuelles et préféré mener nos investigations à partir des mouvements de hausse et de baisse du marché. Si les résultats sont statistiquement significatifs, ils sont en théorie davantage mis en valeur en raison de l'amplitude des écarts de marché précisément délimités.

## **1 Le modèle de Treynor et Mazuy**

Définie comme quadratique, croissante et convexe, cette mesure met en valeur la capacité d'anticipation des mouvements du marché en complément du risque systématique.

$$R_{pt} = \alpha_{pt} + \beta_{1pt} R_{mt} + \beta_{2pt} (R_{mt})^2 + \varepsilon_{pt} \quad (\text{cf.23})$$

Avec

$R_{pt}$  la rentabilité du portefeuille durant la période t

$R_{mt}$  la rentabilité du marché durant la période t

$\alpha_{pt}$  la constante caractérisant le portefeuille

$\beta_{1pt}$  le risque systématique

$\beta_{2pt}$  la capacité d'anticipation des mouvements du marché

$\varepsilon_{pt}$  le terme d'erreur.

Une remarque doit être faite concernant le choix de l'indice de référence par rapport à un autre: tout retard passager de performance d'un portefeuille est mis en valeur par la mesure. Mais tout retard de l'indice par rapport à la moyenne des portefeuilles donne des valeurs importantes au modèle. Ainsi, l'évolution du SBF 250 en 1999, en retrait du CAC 40 et de l'indice du Nouveau Marché entraîne-t-elle un écart significatif par rapport aux valeurs trouvées sur des périodes plus longues.

Ceci nous conduit à ne pas présenter l'évolution du ratio par sous période annuelle. Nous utilisons les vagues de hausse et de baisse du marché qui accentuent en principe l'intérêt de cette mesure.

### **1-1 Les résultats d'ensemble.**

Lors de la présentation de l'évolution du risque systématique, nous avons qualifié la gestion des OPCVM de prudente en raison de l'évolution peu significative des bêtas suivant les phases du marché.

Avec l'utilisation du ratio de Treynor et Mazuy, nous retrouvons un résultat similaire lorsque nous regardons les chiffres de la période 1988-2000. En effet, moins de 10 % des portefeuilles affichent un résultat statistiquement significatif. Ceci mène à la conclusion trouvée la plupart du temps dans la littérature - cf. ci-dessus Treynor et Mazuy (1966), Grinblatt et Titman (1988), Cumby et Glen (1990)- à savoir que l'idée qui sous-tend la mesure est séduisante mais les résultats peu convaincants<sup>1</sup>.

Nous complétons donc notre recherche par l'étude des différentes phases du marché avec la décomposition par style de gestion.

### **1-2 Le style foncier.**

Nous présentons ci-dessous le tableau 53 consacré aux valeurs foncières. La moyenne des bêtas 2 montre une première vague de hausse mal négociée par les gérants de ce style de gestion puisque dans un marché haussier cette moyenne est négative. Comme le test de Kruskal Wallis interprété par une valeur de CHI 2 hautement significative laisse à penser que l'ensemble des portefeuilles a suivi la même gestion, nous pouvons interpréter la performance à contre temps comme la conséquence du krach de 1987 qui rend les gérants encore plus prudents qu'à l'ordinaire.

Le signe de la deuxième vague est lui aussi à contre courant du marché de manière significative. Nous pouvons faire la même observation pour toutes les phases de baisse. C'est à ce stade de l'observation que la composition des portefeuilles fait défaut, nous aurions en effet pu vérifier si les gérants restent investis quel que soit le sens du marché ou s'il existe une erreur d'interprétation. Au total, la performance en retrait de l'indice que nous avons mesurée sur le tableau 16 trouve ici une partie de son explication.

---

<sup>1</sup> Nous donnons les valeurs en annexe 2

TABLEAU 53

**Ratio de Treynor et Mazuy  
style de gestion valeurs foncières**

phase	bêta 2 moyen	test K W	CHI 2
1 hausse	-7,98359	0,20440	0,90285
2 baisse	-8,74372	1,42500	0,49042
3 hausse	0,18845	9,23077	<b>0,00990</b>
4 baisse	-15,54053	2,11022	0,54985
5 hausse	11,91031	7,60663	0,05488
6 baisse	-10,81770	2,05072	0,35867
7 hausse	1,91014	4,19281	0,12290

Note: la mesure de Treynor et Mazuy est calculée selon l'équation 23. Les valeurs sont soumises au test de Kruskal Wallis (équation 116) qui est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les différences au sein de la vague de hausse ou de baisse sont statistiquement significatives.

### 1-3 Le style Petites Capitalisations

La première observation que nous faisons sur le tableau 54 ci-dessous concerne l'unicité de gestion qui apparaît eu égard aux valeurs du CHI 2 qui sont toutes supérieures au seuil de 5%.

Cela étant, la négociation des phases de hausse et de baisse est réalisée dans des conditions moins mauvaises que pour le style des valeurs foncières réputées défensives.

Le débat de littérature sur les mérites du comportement des valeurs *growth* et des *value* durant les phases de hausse et de baisse du marché ne se retrouve pas illustré ici puisque deux phases de baisse sont mal négociées.



TABLEAU 54

**Ratio de Treynor et Mazuy  
style de gestion petites capitalisations**

phase	bêta 2 moyen	test K W	CHI 2
1 hausse	3,99685	0,01339	0,90787
2 baisse	-6,14434	0,95526	0,32838
3 hausse	-2,24860	0,01863	0,89142
4 baisse	-18,05952	0,03678	0,84791
5 hausse	10,90882	0,22941	0,63196
6 baisse	2,64044	1,50000	0,22067
7 hausse	0,57219	0,58617	0,44390

Note: la mesure de Treynor et Mazuy est calculée selon l'équation 23. Les valeurs sont soumises au test de Kruskal Wallis (équation 116) qui est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les différences au sein de la vague de hausse ou de baisse sont statistiquement significatives.

#### 1-4 Le style généraliste

TABLEAU 55

**Ratio de Treynor et Mazuy  
style de gestion généraliste**

phase	bêta 2 moyen	test K W	CHI 2
1 hausse	-1,76370	2,23450	0,5251847
2 baisse	-4,53256	17,69835	<b>0,00050757</b>
3 hausse	4,79133	10,83755	<b>0,01263754</b>
4 baisse	-8,07946	24,21282	<b>2,255E-05</b>
5 hausse	5,72706	67,19373	<b>1,7021E-14</b>
6 baisse	-3,26585	70,56986	<b>3,2228E-15</b>
7 hausse	0,22045	44,86551	<b>9,8821E-10</b>

Note: la mesure de Treynor et Mazuy est calculée selon l'équation 23. Les valeurs sont soumises au test de Kruskal Wallis (équation 116) qui est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les différences au sein de la vague de hausse ou de baisse sont statistiquement significatives.

Les ratios négatifs du tableau 55 sont hautement significatifs et témoignent d'une gestion différente suivant les portefeuilles. Ils confirment ce que nous avons pressenti en étudiant le risque systématique: l'anticipation des cycles du

marché est médiocre. La gestion se trouve à contre courant du marché durant les phases de baisse.

Le déterminant fiscal permet-il d'apporter une explication à ces différences?

Le tableau 56 ci-dessous regarde les résultats des portefeuilles suivant qu'ils appartiennent ou non à la catégorie du PEA.

TABLEAU 56

**Ratio de Treynor et Mazuy  
style de gestion généraliste FCP PEA et non PEA**

phase	diff PEA non PEA	test KW	CHI 2
1 hausse	0,61468	1,74120	0,18698683
2 baisse	0,85824	5,08466	<b>0,02413847</b>
3 hausse	0,03433	1,13793	0,28609018
4 baisse	3,22024	14,67359	<b>0,00012782</b>
5 hausse	4,15193	18,14089	<b>2,0515E-05</b>
6 baisse	-1,48901	31,70393	<b>1,7956E-08</b>
7 hausse	0,45925	8,28003	<b>0,00400835</b>

Note: la mesure de Treynor et Mazuy est calculée selon l'équation 23. Les différences entre PEA et non PEA soumises au test de Kruskal Wallis (équation 116) qui est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les différences au sein de la vague de hausse ou de baisse sont statistiquement significatives.

Dans le chapitre précédent, nous avons suggéré que l'obligation de détention permanente d'un pourcentage d'actions constitue un avantage dans un marché globalement haussier. L'exception de la phase de baisse 6, moins bien négociée dans le cadre fiscal, met en valeur les autres périodes au cours desquelles la gestion PEA l'emporte sur les autres OPCVM. Ainsi, l'obligation de détention n'a pas été un obstacle déterminant durant les phases de baisse.

Le tableau 57 concerne les SICAV; la phase 6 de baisse produit les mêmes effets que sur les FCP. La première période de hausse à l'avantage des portefeuilles non fiscalisés est la seule différence notable existant entre le constat dressé pour les FCP et celui des SICAV.

TABLEAU 57

**Ratio de Treynor et Mazuy  
style de gestion généraliste SICAV PEA et non PEA**

phase	diff PEA non PEA	test KW	CHI 2
1 hausse	-0,40027	0,00351	0,95273741
2 baisse	0,10202	0,00179	0,96629326
3 hausse	1,25755	4,82037	<b>0,02812525</b>
4 baisse	1,69938	6,35039	<b>0,01173557</b>
5 hausse	4,04154	38,10541	<b>6,7024E-10</b>
6 baisse	-1,49398	38,40102	<b>5,7602E-10</b>
7 hausse	0,84103	38,48020	<b>5,5312E-10</b>

Note: la mesure de Treynor et Mazuy est calculée selon l'équation 23. Les différences entre PEA et non PEA soumises au test de Kruskal Wallis (équation 116) qui est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les différences au sein de la vague de hausse ou de baisse sont statistiquement significatives.

Le style généraliste n'est pas un exemple de parfaite capacité d'anticipation des mouvements du marché; il apparaît que le cadre fiscal du PEA confirme l'avantage procuré par un marché globalement haussier pour exhiber des mesures de Treynor et Mazuy de meilleure facture.

En conclusion sur cette mesure, le constat n'est pas réellement différent de celui trouvé lors des observations effectuées sur le risque systématique. Le point positif vient du style Petites Capitalisations et, dans une moindre mesure, du cadre fiscal qui procure une performance de meilleur aloi dans un marché haussier; le style de gestion généraliste procure une conclusion similaire.

## **2 La mesure de Henrikson et Merton**

Henrikson et Merton (1981) bâtissent un ratio qui met le niveau du taux sans risque comme pivot en deçà duquel le gérant doit rester liquide et au-delà duquel il doit être investi.

$$R_{pt} = \alpha_{pt} + \beta_{1pt}r_{mt} + \beta_{2pt}r_{mt} + \varepsilon_{pt} \quad (\text{cf.67})$$

Avec

$R_{pt}$  la rentabilité du portefeuille durant la période t

$\alpha_{pt}$  L'ordonnée à l'origine de la droite caractéristique du portefeuille

$\beta_{1pt}$  Le bêta cible si la rentabilité du marché est inférieure au taux sans risque

$\beta_{2pt}$  Le bêta cible si la rentabilité du marché est supérieure au taux sans risque

$\varepsilon_{pt}$  Le résidu qui suit une loi normale

Nous passons sous revue les différents styles de gestion afin d'observer la qualité de la réponse des gérants aux informations qu'ils reçoivent.

## 2-1 Le style de gestion foncier

TABLEAU 58

### Ratio de Henrikson et Merton style de gestion valeurs foncières

phase	moyenne	test K W	CHI 2
1 hausse	-0,34479	0,39560	0,82053
2 baisse	-0,97171	1,35417	0,50810
3 hausse	-0,09326	8,40549	<b>0,01495</b>
4 baisse	-0,91875	1,59074	0,66149
5 hausse	1,09856	7,26941	0,06379
6 baisse	-0,75858	2,14933	0,34141
7 hausse	0,36311	6,02666	<b>0,04913</b>

Note: la mesure de Henrikson et Merton est calculée selon l'équation 67. Les valeurs sont soumises au test de Kruskal Wallis (équation 116) qui est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les différences au sein de la vague de hausse ou de baisse sont statistiquement significatives.

Les chiffres du tableau 58 ci-dessus sont assez décevants. Ce qualificatif employé par Lhabitant (1999) à propos du marché suisse est dû au fait que la plupart des valeurs moyennes sont négatives, quand bien même une seule (lors de la troisième vague de hausse) soit significative; nous notons que la dernière vague de hausse est positive mais le niveau de significativité est proche du seuil de 5%. Dans ces conditions, l'investisseur peut se poser la question de la valeur ajoutée apportée par l'information du professionnel.

## 2-2 Le style des petites capitalisations

Le tableau 59 consacré aux Petites Capitalisations est globalement cohérent avec les autres ratios et moyennes évoqués à propos de ce style de gestion, les chiffres sont positifs à deux exceptions près. Le bémol vient du fait qu'aucun d'eux ne soit statistiquement significatif.

TABLEAU 59

### Ratio de Henrikson et Merton style de gestion petites capitalisations

phase	moyenne	test K W	CHI 2
1 hausse	0,31062	0,01339	0,90787
2 baisse	-1,02844	1,54737	0,21352
3 hausse	-0,06972	0,56366	0,45279
4 baisse	-1,12540	0,11264	0,73715
5 hausse	0,90225	0,43982	0,50721
6 baisse	0,05004	0,70531	0,40101
7 hausse	0,27216	0,61065	0,43454

Note: la mesure de Henrikson et Merton est calculée selon l'équation 67. Les valeurs sont soumises au test de Kruskal Wallis (équation 116) qui est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les différences au sein de la vague de hausse ou de baisse sont statistiquement significatives.

## 2-3 Le style généraliste

Les chiffres du tableau 60 sont médiocres: négatifs quatre fois sur sept, ils sont statistiquement significatifs. Ils montrent que la majorité des OPCVM français n'apportent pas une réponse de qualité procurant une performance supérieure à la moyenne, aux informations reçues.

TABLEAU 60

**Ratio de Henrikson et Merton  
style de gestion généraliste**

phase	moyenne	test K W	CHI 2
1 hausse	-0,12583	8,48748	<b>0,03694</b>
2 baisse	-0,79672	14,74227	<b>0,00205</b>
3 hausse	0,41365	13,97630	<b>0,00294</b>
4 baisse	-0,56377	25,61700	<b>1,1471E-05</b>
5 hausse	0,64681	63,87882	<b>8,7127E-14</b>
6 baisse	-0,31977	64,84251	<b>5,4206E-14</b>
7 hausse	0,18899	66,38178	<b>2,5395E-14</b>

Note: la mesure de Henrikson et Merton est calculée selon l'équation 67. Les valeurs sont soumises au test de Kruskal Wallis (équation 116) qui est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les différences au sein de la vague de hausse ou de baisse sont statistiquement significatives.

Nous cherchons donc comme précédemment à connaître l'influence de la fiscalité du PEA sur la gestion. Pour ce faire, nous opposons les portefeuilles par taille suivant qu'ils appartiennent ou non à la catégorie fiscale du PEA.

TABLEAU 61

**Ratio de Henrikson et Merton  
style de gestion généraliste FCP PEA et non PEA**

phase	diff PEA non PEA	test KW	CHI 2
1 hausse	0,12022	4,77019	<b>0,02895669</b>
2 baisse	0,14991	4,80736	<b>0,02833836</b>
3 hausse	0,01556	0,33856	0,56066276
4 baisse	0,25683	13,58561	<b>0,00022793</b>
5 hausse	0,51436	19,49562	<b>1,0083E-05</b>
6 baisse	-0,12729	25,34118	<b>4,8034E-07</b>
7 hausse	0,07428	15,96068	<b>6,4672E-05</b>

Note: la mesure de Henrikson et Merton est calculée selon l'équation 67. Les différences entre PEA et non PEA soumises au test de Kruskal Wallis (équation 116) qui est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les différences au sein de la vague de hausse ou de baisse sont statistiquement significatives.

La gestion sous PEA revêt un aspect moins négatif que la gestion hors PEA et ce, de manière statistiquement significative comme les différences de moyennes du

tableau 61 et les valeurs du test de Kruskal Wallis le montrent. Seule la période 6 de baisse est moins bien négociée.

Le tableau 62 ci-dessous confirme que cet état de fait est indépendant de la taille des portefeuilles puisque nous trouvons les caractéristiques identiques à celles du tableau précédent.

TABLEAU 62

**Ratio de Henrikson et Merton  
style de gestion généraliste SICAV PEA et non PEA**

phase	diff PEA non PEA	test KW	CHI 2
1 hausse	0,03016	2,70514	0,10002548
2 baisse	0,00839	0,01984	0,8879813
3 hausse	0,10745	6,66447	<b>0,0098354</b>
4 baisse	0,14733	9,86056	<b>0,0016886</b>
5 hausse	0,45461	31,23284	<b>2,2886E-08</b>
6 baisse	-0,14996	39,13115	<b>3,9627E-10</b>
7 hausse	0,12459	49,21588	<b>2,2929E-12</b>

Note: la mesure de Henrikson et Merton est calculée selon l'équation 67. Les différences entre PEA et non PEA soumises au test de Kruskal Wallis (équation 116) qui est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les différences au sein de la vague de hausse ou de baisse sont statistiquement significatives.

En conclusion sur la mesure de *market timing* de Henrikson et Merton, nous pouvons dire qu'elle est globalement décevante car les chiffres montrent une gestion qui va à contre courant du marché. De ce point de vue, elle vient détériorer l'image "conservatrice" qui se dégage des observations du risque systématique et de la mesure de Treynor et Mazuy.

Le cadre fiscal du PEA est confirmé comme procurant une meilleure performance. La gestion hors PEA, théoriquement plus souple, apparaît comme le déterminant diminuant les résultats d'ensemble.

### **3 La mesure de Bhattacharya et Pfeleiderer**

Ces auteurs proposent à partir du modèle de Treynor et Mazuy (1966) revu par Jensen (1972) un complément qui permet d'observer l'agressivité des gérants.

Ceux-ci ont reçu une information et leur agressivité dans leurs prises de positions tient compte de la croyance qu'ils ont dans la qualité de l'information reçue. Nous avons étudié cette mesure au chapitre 3 de la deuxième partie<sup>2</sup>.

Nous passons sous revue les trois styles de gestion ayant un nombre suffisant de portefeuilles de telle sorte que les ratios soient pertinents.

### 3-1 Le style de gestion foncier

TABLEAU 63

**Ratio de Bhattacharya et Pfeiderer  
style de gestion valeurs foncières**

phase	moyenne	test K W	CHI 2
1 hausse	-0,11178	1,12747	0,56908
2 baisse	-0,14382	5,09167	0,07841
3 hausse	0,33381	2,25940	0,52034
4 baisse	-0,28007	5,54113	0,13620
5 hausse	0,24486	6,86361	0,07637
6 baisse	-0,24052	5,02433	0,08109
7 hausse	0,24579	4,07013	0,13067

Note: la mesure de Bhattacharya Pfeiderer est développée p 144. Les valeurs sont soumises au test de Kruskal Wallis (équation 116) qui est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les différences au sein de la vague de hausse ou de baisse sont significatives.

Le premier style de gestion que nous présentons sur le tableau 63 est celui des valeurs foncières réputées défensives, un ratio positif est donc attendu surtout lors de mouvements de baisse du marché. Or, le sens du ratio est négatif durant les trois périodes de baisse du marché. Le ratio de Bhattacharya et Pfeiderer confirme les deux mesures précédentes sur l'absence de capacité de *market timing* dans la gestion des OPCVM actions françaises. Pour atténuer ce constat, nous remarquerons que les valeurs trouvées ne sont pas statistiquement significatives.

<sup>2</sup> p 144



### 3-2 Le style Petites Capitalisations

Ce style apparu jusqu'à présent comme le meilleur au travers des résultats précédents ne déçoit pas. Les moyennes notées sur le tableau 64 sont positives en dehors de deux périodes. Cela étant, nous ne trouvons pas de signification statistique. Il s'agit là d'un point commun aux études abordant cette mesure que nous avons vue dans la littérature. Au total, il s'agit encore des résultats les meilleurs sur le marché.

TABLEAU 64

#### Ratio de Bhattacharya et Pfeiderer style de gestion petites capitalisations

phase	moyenne	test K W	CHI 2
1 hausse	0,43318	1,08482	0,29762
2 baisse	-0,48680	0,63947	0,42390
3 hausse	0,62754	2,00000	0,15730
4 baisse	-0,55483	0,33103	0,56505
5 hausse	0,47008	0,04887	0,82504
6 baisse	0,30975	0,04408	0,83370
7 hausse	0,25457	0,20584	0,65005

Note: la mesure de Bhattacharya Pfeiderer est développée p 144. Les valeurs sont soumises au test de Kruskal Wallis (équation 116) qui est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les différences au sein de la vague de hausse ou de baisse sont significatives.

### 3-3 Le style de gestion généraliste

Nous trouvons sur le tableau 65 des valeurs négatives lors de cinq phases sur sept dont deux statistiquement significatives. C'est dire que, en conformité avec ce que nous avons observé à propos du risque systématique et des autres ratios de *market timing*, que les OPCVM actions françaises ne bénéficient pas de la rentabilité complémentaire au marché apportée par une bonne capacité d'anticipation. C'est somme toute logique dans le cadre d'une gestion que nous avons qualifié de conservatrice.

TABLEAU 65

**Ratio de Bhattacharya et Pfeleiderer  
style de gestion généraliste**

phase	moyenne	test K W	CHI 2
1 hausse	-0,28281	11,23273	<b>0,01053176</b>
2 baisse	-0,38179	6,61237	0,08533455
3 hausse	0,24450	0,07453	0,78484595
4 baisse	-0,46018	6,88565	0,07563325
5 hausse	0,33766	7,78276	0,05072133
6 baisse	-0,43559	38,15799	<b>2,6169E-08</b>
7 hausse	-0,00809	6,24526	0,10026869

Note: la mesure de Bhattacharya Pfeleiderer est développée p 144. Les valeurs sont soumises au test de Kruskal Wallis (équation 116) qui est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les différences au sein de la vague de hausse ou de baisse sont significatives.

Reste à savoir si la taille des portefeuilles et le cadre fiscal permettent de distinguer l'une ou l'autre nuance?

TABLEAU 66

**Ratio de Bhattacharya et Pfeleiderer  
style de gestion généraliste FCP PEA et non PEA**

phase	diff PEA non PEA	test KW	CHI 2
1 hausse	0,28868	6,84524	<b>0,00889</b>
2 baisse	-0,02163	0,13228	0,71608
3 hausse	0,10781	1,00418	0,31630
4 baisse	-0,06300	4,82701	<b>0,02802</b>
5 hausse	0,11030	0,03406	0,85357
6 baisse	0,11432	9,54047	<b>0,00201</b>
7 hausse	0,12225	0,49705	0,48080

Note: la mesure de Bhattacharya Pfeleiderer est développée p 144. Les valeurs sont PEA et non PEA soumises au test de Kruskal Wallis (équation 116) qui est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les différences au sein de la vague de hausse ou de baisse sont statistiquement significatives.

Il ne semble pas que le tableau 66 ci-dessus consacré aux FCP apporte une réponse positive puisque, pour trois différences statistiquement significatives, deux écarts en faveur de la gestion sous PEA sont observés. Malheureusement, la quatrième phase de baisse offre un résultat en sens opposé.

Le tableau 67 ci après dédié aux SICAV apporte lui aussi une réponse contradictoire tout d'abord en raison des périodes statistiquement significatives non homogènes par rapport au tableau précédent. Ensuite, nous ne trouvons pas une différence positive lors de la cinquième phase de hausse.

TABLEAU 67

**Ratio de Bhattacharya et Pfeiderer  
style de gestion généraliste SICAV PEA et non PEA**

phase	diff PEA non PEA	test KW	CHI 2
1 hausse	0,08014	4,30328	<b>0,03804</b>
2 baisse	-0,00939	0,14464	0,70371
3 hausse	0,05951	0,01179	0,91354
4 baisse	0,03334	0,82016	0,36513
5 hausse	-0,04665	7,02421	<b>0,00804</b>
6 baisse	0,19999	30,82342	<b>0,00000</b>
7 hausse	0,28810	6,17770	<b>0,01294</b>

Note: la mesure de Bhattacharya Pfeiderer est développée p 144. Les valeurs sont PEA et non PEA soumises au test de Kruskall Wallis (équation 116) qui est interprété par un CHI 2. Si une valeur est inférieure au seuil de 5% (en caractères gras), cela signifie que les différences au sein de la vague de hausse ou de baisse sont statistiquement significatives.

Les résultats sont donc disparates et n'offrent pas la possibilité de conclure valablement. Nous nous attendions au minimum à observer des valeurs positives significatives en faveur de la gestion PEA lors des mouvements de hausse du marché; cette hypothèse aurait sanctionné la détention de valeurs profitant de l'entièreté de la phase de hausse.

## Conclusion

Au travers des trois mesures proposées, il n'est pas possible d'affirmer que les OPCVM offrent des performances significatives en termes de *market timing*. Certes, le style de gestion consacré aux Petites Capitalisations semble offrir une

meilleure réponse que les autres. La gestion sous contrainte du PEA apparaît parfois de meilleure qualité que celle qui reste hors du cadre.

L'analyse du bêta et celle des mesures plus fines de *market timing* que nous venons d'effectuer sont cohérentes entre elles et confirment que la gestion des OPCVM actions françaises n'épouse pas les phases de hausse et de baisse du marché. Les informations recueillies par les organismes ne semblent pas suffisamment nettes pour entraîner une modification du pourcentage de liquidité des portefeuilles. Il semble qu'il y ait plus de crainte de manquer une phase de hausse que d'affronter un phase de baisse.

Rappelons la limite de cette conclusion puisque pour l'ensemble de la période 1988-2000, le marché a été globalement en hausse significative. Il peut donc toujours être objecté que l'horizon de gestion a dépassé les phases de baisse intermédiaires que nous avons identifiées.

## Chapitre 7

# Les relations entre les mesures de performance

### Introduction

Dans les chapitres précédents, nous avons mesuré les moyennes et affiné cette approche au moyen des différents ratios connus de la littérature. Nous avons apporté un éclairage supplémentaire en soulignant le rôle de la fiscalité dans la performance.

Il reste que la cohérence de ces mesures doit être vérifiée de telle sorte que l'utilisation de l'une d'entre elle ne mène pas à une interprétation erronée.

## **1 La relation alpha bêta**

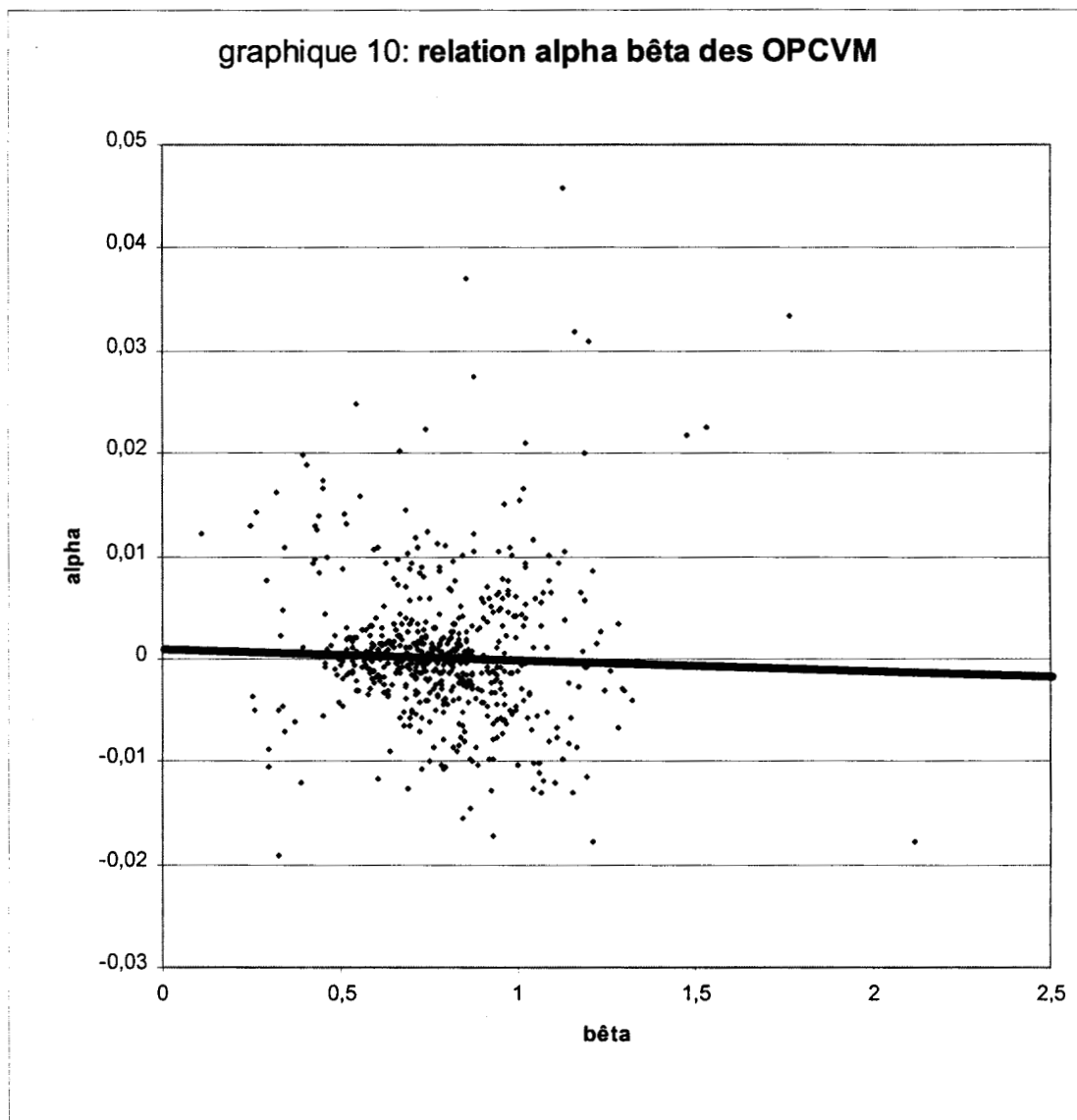
Les auteurs se complètent dans leur interprétation de la relation qui est toujours négative lors des mesures empiriques. Veit et Cheney (1982), estiment comme logique le fait que la valeur de l'alpha de Jensen diminue lorsque le risque systématique augmente à taux sans risque constant. En effet, plus le risque systématique est élevé, plus la part captée potentiellement par le *stock picking* diminue; il s'agit de l'illustration de la démonstration apportée par Fama que nous avons détaillée dans la revue de littérature. Coggin *et alii* (1993) montrent que la corrélation est nécessairement négative. Pour Grinblatt et Titman (1989), une corrélation positive entre la sélectivité et le *market timing* relève de l'erreur de conception.

### **1-1 l'ensemble de la période**

Nous observons d'abord la relation alpha bêta pour la période 1988-2000 dans son intégralité. La pente de la demi-droite a une valeur de -0,00136388, l'ordonnée à l'origine de 0,00181623, le coefficient de corrélation de -0,04215222. Nous présentons ci-après (graphique 10) le panorama général des relations alphas bêtas des portefeuilles de notre base de données.

Le nuage de points est dense pour les valeurs d'alphas inférieures à 0 conjointes aux valeurs de bêtas comprises entre 0 et 1.

Ces caractéristiques sont voisines de celles qui sont citées par les auteurs énumérés ci-dessus.



## 1-2 Les phases de hausse et de baisse

En creusant notre recherche lors de phases de hausse et de baisse du marché, nous trouvons les résultats suivants:

TABLEAU 68

### Relation alpha bêta durant les phases de hausse et de baisse du marché

phase	coefficient
1 hausse	-0,21663
2 baisse	0,69745
3 hausse	0,33569
4 baisse	0,41504
5 hausse	-0,42372
6 baisse	0,19342
7 hausse	0,15234

Les coefficients de corrélation sur le tableau 68 ne sont pas significatifs mais nous nous attardons sur les valeurs positives.

En effet, la période d'observation reste le point faible des études empiriques. Notre recherche se passe dans une phase générale de hausse marquée par quelques vagues de baisse dont l'amplitude est plus modeste. Dans ces conditions, nous n'échappons pas à la critique de Grinblatt et Titman citée ci-dessus.



## **2 La corrélation dans les mesures de Treynor et Mazuy et de Henrikson et Merton**

### **2-1 Dans le modèle de Treynor et Mazuy**

Comme le bêta 2 est une mesure quadratique qui vient amplifier les mouvements anticipés, une corrélation négative très nette est attendue dans les chiffres du tableau 69.

TABLEAU 69

#### **Relation alpha bêta 2 de Treynor et Mazuy durant les phases de hausse et de baisse du marché**

phase	coefficient
1 hausse	-0,69929
2 baisse	-0,48165
3 hausse	-0,73246
4 baisse	-0,51098
5 hausse	-0,77445
6 baisse	-0,84940
7 hausse	-0,52305

Les résultats de la corrélation alpha bêta 2 sont nettement négatifs sans toutefois atteindre des valeurs excessives. C'est une nouvelle fois la conséquence logique de ce que nous avons observé lors de l'étude plus spécifique menée sur la mesure de Treynor et Mazuy.

### **2-2 Dans la mesure de Henrikson et Merton**

Le bêta spécifique de cette mesure est obtenu de manière binaire: ou le marché est supérieur au taux sans risque ou le gérant s'attend à ce qu'il soit inférieur. Ainsi, à qualité de sélection de valeur égale, la corrélation

doit être stable si les anticipations ont été bonnes. Or, dans le cadre de notre recherche, nous savons que ce ratio ne permet pas de détecter cette qualité d'anticipation.

TABLEAU 70

**Relation alpha bêta 2 de Henrikson et  
Merton durant les phases de hausse  
et de baisse du marché**

phase	coefficient
1 hausse	-0,42778
2 baisse	0,30710
3 hausse	-0,22101
4 baisse	0,56893
5 hausse	-0,83842
6 baisse	0,71988
7 hausse	0,02633

Le tableau 70 confirme également les résultats trouvés antérieurement: il existe une corrélation négative durant les phases de hausse du marché, elle est quasi nulle durant la dernière phase qui est la plus pentue en termes de hausse. La corrélation est positive en cas de baisse. Ainsi, l'étude de la corrélation vient confirmer le fait que les choix des gérants paraissent assez stables dans le temps quelle que soit la qualité de l'information reçue sur les mouvements attendus du marché.

### **3 L'effet de diversification de Fama**

Nous avons vu dans la deuxième partie que les gérants se privent en général d'une partie de l'effet de diversification qui vient, dans un marché haussier compléter la "rentabilité anormale" pour constituer ce que nous appelons la rentabilité optimale.

Nous retrouvons ce constat puisque pour l'ensemble des OPCVM étudiés, la sélectivité nette est négative:  $-0,00231762$ , l'effet de diversification positif:  $0,00305354$ .

Par contre, en cas de baisse du marché, l'effet de diversification trop poussé peut avoir un effet néfaste puisqu'il peut venir aggraver le risque systématique. La valeur de l'effet de diversification est négative. Nous retrouvons ce cas de figure lors des deux premières phases de baisse du marché avec une sélectivité nette de  $0,00280485$  et de  $0,00189403$ ; pour ces deux périodes de baisse, la valeur de la diversification est à  $-0,00592548$  ainsi qu'à  $-0,00398487$ .

Ces deux chiffres négatifs confirment que les gérants ne vendent pas les titres détenus en portefeuille durant les phases de baisse du marché, persuadés qu'ils sont de la courte durée de celles-ci.

De manière générale, l'utilisation de la mesure de l'effet de diversification offre un intérêt réel pour vérifier l'existence d'une gestion qualifiée de "conservatrice" lorsque les seules mesures de *market timing* sont réalisées. Elle permet en effet de s'assurer qu'il s'agit d'un choix de gestion pérenne. Au total, dans un marché globalement haussier, l'investisseur maximaliste peut regretter que le gérant n'opère pas de choix plus nettement marqués en matière d'investissement et ne profite pas ainsi entièrement des phases de hausse. Le manque à gagner n'est pas négligeable sur la période 1988-2000 puisque celui-ci s'élève en moyenne à 2.93% par an.

Cela étant, il est agréable de voir que les portefeuilles activement gérés ne répercutent pas l'intégralité de la baisse.

## **Conclusion**

La relation entre alphas et les différentes mesures de *market timing* assure la cohérence d'ensemble des constats réalisés antérieurement. Ceux-ci nous ont conduits à qualifier la gestion d'ensemble des OPCVM actions françaises de conservatrice. Une phase de baisse de marché plus longue et

plus prononcée permettrait de savoir si l'effet de diversification continue de jouer son rôle d'indicateur de maintien du portefeuille en l'état.

Comme nous savons que les gérants ont davantage privilégié la hausse du marché bien qu'ils n'aient pas adopté une attitude optimale, nous cherchons maintenant à savoir si celle-ci persiste au fil du temps et permet à l'investisseur d'en tirer profit.

## Chapitre 8

# La persistance de la performance

### Introduction

Nous abordons le dernier aspect de notre étude consacré à la persistance de la performance. Jusqu'à présent, nous avons essayé de voir quels aspects de la performance pouvaient être mis en relief au travers des mesures classiques englobant la rentabilité et le risque.

Ces mesures sont globales, annuelles ou liées aux phases du marché.

L'investisseur soucieux de rentabilité souhaite que la performance soit pérenne. L'AIMR préconise que les performances soient présentées sur les intervalles les plus longs en respectant les dates calendaires de fin de mois, trimestre, semestre ou année.

Dans la littérature, les chercheurs n'individualisent pas les portefeuilles mais analysent les performances d'ensemble selon un schéma simple: un groupe de

portefeuilles exhibant une performance se retrouve-t-il dans le même groupe au cours des périodes suivantes?

Après un point de méthodologie, nous utilisons les mesures de performance et de risque afin de détecter une éventuelle capacité de persistance. De même, nous regardons si les effets de taille et de fiscalité servent ou non de facteur explicatif à la persistance de performance.

## **1 Point méthodologique**

### 1-1 Le tableau de contingence

La méthode de base consiste à

- recenser les performances des OPCVM pour chaque intervalle de temps,
- calculer la médiane de la première période en classant les portefeuilles "gagnants" au-dessus de la médiane et "perdants dans le cas contraire.
- observer le classement des gagnants et des perdants dans un tableau de contingence 2×2 pour la période suivante.
- Etablir les tableaux de contingence selon les différents déterminants que nous avons utilisés afin de trouver le meilleur indicateur.

Deux tests statistiques sont utilisés: le CHI 2 (nous effectuons systématiquement la correction de continuité) et le coefficient de corrélation des rangs de Spearman. Leur complémentarité permet de valider les résultats de cette première étape.

### 1-2 Etablissement d'une stratégie d'investissement

Quand le nombre de portefeuilles composant la base est modéré, l'approche d'achat et de vente des gagnants et perdants peut être satisfaisante du point de vue de l'investisseur. Il peut, si le phénomène de performance existe, suivre les meilleurs en investissant dans un nombre raisonnable de supports. Il se retrouve désarmé lorsque le nombre de portefeuilles de la base est important car suivre les choix impose alors un niveau de fortune conséquent

de telle sorte que les lignes ne soient pas trop nombreuses et de faible valeur unitaire.

Il n'est plus possible aujourd'hui de se satisfaire de l'approche binaire compte tenu du grand nombre d'OPCVM existant sur le marché. Notre base de données passe de 127 portefeuilles en 1988 à 587 la dernière année. Nous sommes ainsi amenés à diviser celle-ci en quartiles. Chacun d'eux a une taille plus raisonnable de telle sorte que les résultats soient optimisés par une stratégie de recherche des meilleurs supports.

L'aspect calendaire souligné par l'AIMR est important: les études de persistance de performance au travers des phases de hausse et de baisse de marché sont sans doute intéressantes mais aucune méthode ne donne à l'investisseur la capacité d'être lui-même un bon *market timer* et de modifier les lignes de son portefeuille en conséquence. Nous optons en priorité pour une étude annuelle avec une extension sur trois ans et cinq ans. Cette périodicité est clairement définie et ne souffre pas de discussion sur l'identification exacte d'une limite.

La méthode employée consiste à

- Ranger en quartiles les performances des OPCVM pour la première période. Ce classement est effectué selon les différents critères de rentabilité et de risque.
- Observer l'évolution de la moyenne de rémunération des quartiles au cours de la période suivante.
- Mener le test de corrélation des rangs de Spearman afin de valider statistiquement la similitude (persistance de performance) ou la différence (non-persistance de performance) entre classements.
- Calculer l'éventuel surplus de rentabilité né de la détection des meilleures gestions.
- Lorsqu'un ratio (alpha de Jensen, ratio de Sharpe) est utilisé pour la phase de classement, nous renvoyons la rentabilité de la période suivante correspondant au rang du ratio afin de mesurer directement l'intérêt de l'information apportée par le type de mesure pour l'investisseur.

## **2 La performance passée est-elle annonciatrice de la performance future?**

### **2-1 Périodicité annuelle**

C'est la mesure de base de l'épargnant qui constate sur son relevé trimestriel la performance de chaque ligne de son portefeuille. Nous supposons qu'il arbitre les lignes une fois l'an, début mars dans notre recherche (nous évitons ainsi l'effet janvier).

Le tableau 71 ci-après présente les résultats de l'observation du classement des OPCVM durant une période annuelle avec son évolution au cours de l'année suivante. Nous avons maintenu les OPCVM dont le style de gestion est l'or et métaux précieux tout en sachant qu'ils apportent un poids non négligeable aux perdants.

La réponse apportée par le test du CHI 2 paraît encourageante puisque 4 exercices sur 12 relatent une persistance de performance statistiquement significative qui démontre qu'une majorité de portefeuilles maintient son classement gagnant ou perdant au cours de l'année qui suit l'observation d'origine.

Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman confirme cette première approche. Ce coefficient dont la valeur fluctue de +1 à -1 signifie que le classement en  $t+1$  est parfaitement corrélé (relation monotone croissante) lorsque le coefficient est à +1. Une relation négative signifie que la corrélation est erratique.

Dans notre étude, les chiffres statistiquement significatifs de 1988, 1991 et de la période 1994 à 1997 valident les résultats du test précédent en trois occasions. Les valeurs de 1989, 1992 et 1993 sont négatives et indiquent que les classements évoluent de manière instable.

Au total, la persistance de performance existe mais ces chiffres ne permettent toutefois pas d'affirmer qu'il existe un phénomène de persistance continu susceptible d'être mis en valeur.



TABLEAU 71

## Persistance de la performance des OPCVM étude annuelle

année	année suivante			CHI 2	probabilité	Spearman	probabilité
	gagnants	perdants					
1988	gagnants		37	3,0049	0,0830	0,3027	<b>0,0012</b>
	perdants	28	36				
1989	gagnants		35	0,5825	0,4453	-0,1561	0,0673
	perdants	40	34				
1990	gagnants		43	0,7494	0,3867	0,0344	0,3638
	perdants	39	40				
1991	gagnants		51	3,0057	0,0830	0,2697	<b>0,0005</b>
	perdants	40	52				
1992	gagnants		56	0,0226	0,8804	-0,0030	0,3985
	perdants	56	55				
1993	gagnants		62	0,3260	0,5680	-0,0757	0,1893
	perdants	66	65				
1994	gagnants		86	17,4027	<b>0,0000</b>	0,2412	<b>0,0001</b>
	perdants	53	87				
1995	gagnants		80	2,5878	0,1077	0,1293	<b>0,0317</b>
	perdants	67	85				
1996	gagnants		99	24,0784	<b>0,0000</b>	0,3165	<b>0,0000</b>
	perdants	58	110				
1997	gagnants		129	56,3415	<b>0,0000</b>	0,5128	<b>0,0000</b>
	perdants	63	132				
1998	gagnants		123	10,2669	<b>0,0014</b>	0,0759	0,1051
	perdants	93	139				

Note: les performances des OPCVM d'une année (1988 par exemple) sont classées comme gagnantes si elles sont > la médiane et perdantes dans le cas contraire. Le classement est observé l'année suivante, en 1989: 37 OPCVM sont restés gagnants, 27 sont devenus perdants, 36 sont restés perdants et 28 sont devenus gagnants. La valeur du CHI 2 tient compte de la correction de continuité. La probabilité renvoyée est en caractères gras au seuil de 5%. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman suit une loi normale compte tenu du nombre d'observations >30. La probabilité de ce coefficient est renvoyée en caractères gras au seuil de 5%

Les valeurs du CHI 2 montrent une persistance de performance en 1994 1996 1997 et 1998.

Les valeurs du coefficient de corrélation de Spearman montrent une corrélation positive significative en 1988 1991 et de 1994 à 1997. Trois exercices ont des coefficients négatifs signes de l'instabilité du classement.

Le tableau 72 a pour but d'affiner les résultats du tableau de contingence et de répondre en même temps à la question de savoir si une stratégie d'achat des portefeuilles appartenant au meilleur quartile est créatrice de valeur.

Nous remarquons tout d'abord que le classement des rentabilités moyennes en excès du taux sans risque n'est logique que dans trois cas. Nous retrouvons le caractère significatif du coefficient des rangs de Spearman en 1988, 1991 et de 1994 à 1997. Ce tableau confirme qu'il n'y a pas à proprement parler de persistance de performance de manière continue. Bien plus, en 1989 et en

1998, il valait mieux investir dans les OPCVM du dernier quartile qui s'avèrent être les plus rentables au cours de l'exercice suivant.

Cela étant, nous indiquons en bas de tableau le cumul des rentabilités par quartile au cours des douze années d'observation. Celui-ci est conforme à la logique mais n'inclut pas les frais occasionnés par les arbitrages.

Au total, l'investisseur ne peut tirer profit d'une stratégie d'investissement systématique dans les portefeuilles du premier quartile en arbitrant chaque année les perdants pour les gagnants car la persistance de performance n'est statistiquement significative qu'une fois sur deux; de plus, l'inclusion des frais constitue un frein à son application.

TABLEAU 72

**Persistance de la performance des OPCVM étude annuelle**  
**Evolution de la rentabilité par quartiles**

année	rentabilité moyenne de l'année suivante				Spearman	probabilité
	q1	q2	q3	q4		
1988	<b>0,31%</b>	<b>-0,05%</b>	<b>-0,06%</b>	<b>-0,20%</b>	0,30521	<b>0,00113</b>
1989	-1,78%	-1,52%	-1,45%	-1,48%	-0,15608	0,06739
1990	-0,14%	-0,32%	-0,33%	-0,25%	0,03141	0,36940
1991	-0,77%	-0,95%	-1,09%	-1,02%	0,26908	<b>0,00055</b>
1992	1,84%	1,49%	1,64%	1,70%	-0,00176	0,39881
1993	-2,30%	-1,92%	-1,96%	-2,01%	-0,07659	0,18610
1994	<b>0,56%</b>	<b>0,38%</b>	<b>0,34%</b>	<b>0,32%</b>	0,24553	<b>0,00009</b>
1995	1,71%	1,85%	1,80%	1,62%	0,12726	<b>0,03431</b>
1996	1,48%	1,56%	1,21%	0,22%	0,31540	<b>2,3139E-08</b>
1997	<b>0,75%</b>	<b>0,72%</b>	<b>0,34%</b>	<b>-0,50%</b>	0,51427	<b>0,00000</b>
1998	3,85%	3,31%	3,09%	3,99%	0,07982	0,09126
total	5,50%	4,52%	3,54%	2,39%		

Note: les rentabilités mensuelles en excès du taux sans risque sont classées en rangs et séparées par quartiles. L'évolution au cours de l'année suivante des quartiles est indiquée. Trois années en caractères gras ont un classement de l'année n+1 logique: le premier quartile a une meilleure rentabilité que le deuxième etc. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman suit une loi normale, il est en caractères gras quand il est statistiquement significatif au seuil de 5%.

## 2-2 Périodicité triennale

En suivant les recommandations prudentielles, nous présentons le même agrégat des rentabilités sur deux périodes triennales successives afin de savoir si l'effet de lissage a pu jouer.

TABLEAU 73

### Persistance de la performance des OPCVM étude triennale

période	période suivante			CHI 2	probabilité	Spearman	probabilité
	gagnants	perdants					
1988-90	gagnants	50	14	57,5654	<b>0,0000</b>	0,7046	<b>0,0000</b>
	perdants	18	46				
1989-91	gagnants	59	15	107,0482	<b>0,0000</b>	0,7840	<b>0,0000</b>
	perdants	16	58				
1990-92	gagnants	51	28	16,8402	<b>0,0000</b>	0,3274	<b>0,0001</b>
	perdants	28	51				
1991-93	gagnants	71	21	104,5783	<b>0,0000</b>	0,7660	<b>0,0000</b>
	perdants	21	71				
1992-94	gagnants	88	23	153,1550	<b>0,0000</b>	0,7956	<b>0,0000</b>
	perdants	24	87				
1993-95	gagnants	90	41	50,1733	<b>0,0000</b>	0,5654	<b>0,0000</b>
	perdants	41	90				
1994-96	gagnants	109	31	180,1714	<b>0,0000</b>	0,7747	<b>0,0000</b>
	perdants	29	111				
1995-97	gagnants	128	24	446,8437	<b>0,0000</b>	0,8491	<b>0,0000</b>
	perdants	21	131				
1996-98	gagnants	115	53	90,9440	<b>0,0000</b>	0,5185	<b>0,0000</b>
	perdants	43	125				

Note: les performances des OPCVM d'une période (exemple 1988-90) sont classées comme gagnantes si elles sont > la médiane et perdantes dans le cas contraire. Le classement est observé lors de la période suivante 50 sont restés gagnants, 14 sont devenus perdants, 46 sont restés perdants et 18 sont devenus gagnants. La valeur du CHI 2 tient compte de la correction de continuité. La probabilité renvoyée est en caractères gras au seuil de 5%. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman suit une loi normale compte tenu du nombre d'observations >30. La probabilité de ce coefficient est renvoyée en caractères gras au seuil de 5%.

Les valeurs du CHI 2 montrent une persistance de performance.

Les valeurs du coefficient de corrélation de Spearman montrent une corrélation positive significative.

Le tableau 73 est très intéressant en matière de persistance puisque le coefficient de corrélation des rangs de Spearman est positif et significatif sur toutes les périodes. Le test du CHI 2, moins puissant est globalement significatif.

Sur le tableau 74, nous cherchons à savoir si cette persistance est exploitable pour un investisseur.

TABLEAU 74

**Persistance de la performance des OPCVM étude triennale  
Evolution de la rentabilité par quartiles**

période	rentabilité moyenne de la période suivante				Spearman	probabilité
	q1	q2	q3	q4		
1988-90	<b>-0,37%</b>	<b>-0,44%</b>	<b>-0,63%</b>	<b>-0,96%</b>	0,70266	<b>1,23615E-14</b>
1989-91	<b>-0,58%</b>	<b>-0,79%</b>	<b>-0,95%</b>	<b>-1,37%</b>	0,78225	<b>1,58947E-20</b>
1990-92	0,40%	0,17%	-0,01%	0,16%	0,32634	<b>9,84454E-05</b>
1991-93	<b>-0,04%</b>	<b>-0,42%</b>	<b>-0,56%</b>	<b>-0,77%</b>	0,76403	<b>3,39693E-24</b>
1992-94	<b>0,45%</b>	<b>0,07%</b>	<b>-0,11%</b>	<b>-0,45%</b>	0,79425	<b>2,9147E-31</b>
1993-95	<b>0,24%</b>	<b>0,14%</b>	<b>-0,01%</b>	<b>-0,33%</b>	0,56623	<b>3,15677E-19</b>
1994-96	<b>1,57%</b>	<b>1,23%</b>	<b>1,05%</b>	<b>0,40%</b>	0,77492	<b>1,66155E-37</b>
1995-97	<b>1,64%</b>	<b>1,33%</b>	<b>1,06%</b>	<b>0,07%</b>	0,84857	<b>1,67299E-48</b>
1996-98	<b>2,13%</b>	<b>1,87%</b>	<b>1,62%</b>	<b>0,72%</b>	0,52361	<b>4,53431E-21</b>
total	5,44%	3,15%	1,47%	-2,53%		

Note: les rentabilités mensuelles en excès du taux sans risque sont classées en rangs et séparées par quartiles. L'évolution au cours de la période suivante des quartiles est indiquée. Huit périodes en caractères gras ont un classement de l'année n+1 logique: le premier quartile a une meilleure rentabilité que le deuxième etc. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman suit une loi normale, il est en caractères gras quand il est statistiquement significatif au seuil de 5%.

Le tableau 74 apporte deux informations essentielles: hormis durant la période 1990-1992 au cours de laquelle la valeur des rentabilités moyennes ne suit pas la logique de classement, toutes les périodes triennales permettent d'arbitrer avec profit les lignes n'appartenant pas au premier quartile. De plus, ce profit est statistiquement significatif quand bien même il est grevé dans la réalité par les droits d'entrée et de sortie.

### **2-3 Les phases de hausse et de baisse du marché**

L'observation annuelle et triennale souligne l'importance du choix de la période et de la durée d'observation. Comme nous avons constaté dans nos recherches précédentes une insensibilité du bêta aux phases de hausse et de

baisse, nous cherchons à savoir à partir des résultats du tableau 75 si les gérants maintiennent leur classement quel que soit le sens du marché.

TABLEAU 75

**Persistance de la performance des OPCVM durant les périodes de hausse et de baisse du marché**

période	période suivante			CHI 2	probabilité	Spearman	probabilité
	gagnants	perdants					
hausse	gagnants	23	51	2,3532	0,1250	-0,4175	<b>0,0000</b>
	perdants	42	32				
baisse	gagnants	38	41	4,4804	<b>0,0343</b>	-0,2412	<b>0,0043</b>
	perdants	54	25				
hausse	gagnants	56	36	1,4255	0,2325	0,0637	0,2759
	perdants	44	48				
baisse	gagnants	60	51	2,1904	0,1389	0,0322	0,3560
	perdants	62	49				
hausse	gagnants	88	43	9,0739	<b>0,0026</b>	-0,1055	0,0938
	perdants	67	64				
baisse	gagnants	76	64	4,3137	<b>0,0378</b>	0,3542	<b>0,0000</b>
	perdants	47	93				

Note: les performances d'une période (1ère par exemple) sont classées comme gagnantes si elles sont > la médiane et perdantes dans le cas contraire. Le classement est observé durant la période suivante: 23 OPCVM sont restés gagnants, 51 sont devenus perdants, 32 sont restés perdants, 42 sont devenus gagnants. La valeur du CHI 2 tient compte de la correction de continuité. La probabilité renvoyée est en caractères gras au seuil de 5%. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman suit une loi normale compte tenu du nombre d'observations >30. La probabilité de ce coefficient est renvoyée en caractères gras au seuil de 5%

Les valeurs du CHI 2 sont significatives une fois sur deux. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman est négatif une fois sur deux, signe d'instabilité des performances. La seule période positive significative est la dernière.

Les résultats du tableau 75 sont erratiques. Il semble donc que la composition des portefeuilles soit modifiée au fil du temps mais que ces modifications ne soient pas la résultante d'une meilleure qualité d'information. La rotation des portefeuilles ne trouve pas ici d'explication satisfaisante. La connaissance de la composition permettrait de creuser les motivations abordées dans la revue de littérature.

Le tableau 76 qui reporte l'évolution des rentabilités par quartiles confirme ce que nous avons suggéré lors des études de *market timing*: les gérants ne font pas preuve d'anticipation des mouvements du marché. Comme nous savons par ailleurs qu'il revient à l'investisseur de choisir le moment d'entrer et de sortir du marché, la difficulté de tirer un profit de la connaissance des fluctuations du marché s'en trouve augmentée. Elle semble impossible dans le

cadre de notre étude d'autant que les périodes de hausse ne viennent pas compenser en termes de niveau de rentabilité les périodes de baisse.

TABLEAU 76

**Persistance de la performance des OPCVM durant les périodes de hausse et de baisse du marché**  
**Evolution de la rentabilité par quartiles**

période	rentabilité moyenne de la période suivante				Spearman	probabilité
	q1	q2	q3	q4		
hausse	-4,50%	-3,97%	-3,65%	-3,54%	-0,40620	<b>0,00000</b>
baisse	-0,02%	0,00%	0,12%	0,34%	-0,27044	<b>0,00133</b>
hausse	-1,66%	-1,79%	-1,71%	-1,79%	0,08753	0,19866
baisse	2,55%	2,13%	2,40%	2,38%	0,00063	0,39892
hausse	-1,66%	-1,50%	-1,47%	-1,52%	-0,09194	0,13295
baisse	1,90%	1,78%	1,88%	1,01%	0,32873	<b>0,00000</b>
total	-3,40%	-3,35%	-2,43%	-3,13%		

Note: les rentabilités mensuelles en excès du taux sans risque sont classées en rangs et séparées par quartiles. L'évolution au cours de la période suivante des quartiles est indiquée. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman suit une loi normale, il est en caractères gras quand il est statistiquement significatif au seuil de 5%

Trois coefficients sur six sont négatifs dont deux significativement. Le classement est erratique

En conclusion de cette première phase, nous pouvons dire que l'investisseur qui suit l'évolution des seules rentabilités comme indicateur d'arbitrage doit opter pour l'arbitrage triennal puisque la période annuelle ne l'informe pas de manière fiable. S'il essaie de suivre les phases de hausse et de baisse du marché, il ajoute ses incertitudes à celles des gérants.

### **3 La persistance de la performance et les ratios de mesure classiques**

Nous menons une étude complémentaire à celle des rentabilités en utilisant les classements effectués à partir des ratios d'information, de Sharpe et des

alphas de Jensen. Ce sont les ratios utilisés dans la majorité des études de persistance de performance de la littérature.

Ces ratios apportent-ils à l'investisseur une information complémentaire de la notion de rentabilité susceptible d'être mise en valeur?

### 3-1 Le ratio d'information comme indicateur de la persistance de la performance

TABLEAU 77

#### Persistance de la performance des OPCVM étude annuelle Utilisation du ratio d'information

année	année suivante			CHI 2	probabilité	Spearman	probabilité
	gagnants	perdants					
1988	gagnants		37	5,4491	<b>0,0196</b>	0,3614	<b>0,0001</b>
	perdants	25	39				
1989	gagnants		29	7,1459	<b>0,0075</b>	-0,2262	<b>0,0095</b>
	perdants	45	29				
1990	gagnants		44	3,6214	0,0570	0,1291	0,1086
	perdants	33	46				
1991	gagnants		51	1,4442	0,2295	0,2599	<b>0,0009</b>
	perdants	44	48				
1992	gagnants		73	17,7467	<b>0,0000</b>	0,2451	<b>0,0005</b>
	perdants	45	66				
1993	gagnants		71	3,4424	0,0635	0,1452	<b>0,0257</b>
	perdants	57	74				
1994	gagnants		79	4,7842	<b>0,0287</b>	0,1612	<b>0,0106</b>
	perdants	61	79				
1995	gagnants		79	1,9395	0,1637	0,1852	<b>0,0022</b>
	perdants	68	84				
1996	gagnants		93	12,7459	<b>0,0004</b>	0,2745	<b>0,0000</b>
	perdants	64	105				
1997	gagnants		120	17,5869	<b>0,0000</b>	0,3326	<b>0,0000</b>
	perdants	81	115				
1998	gagnants		140	16,8344	<b>0,0000</b>	0,2509	<b>0,0000</b>
	perdants	98	135				

Note: les ratios des OPCVM d'une année (1988 par exemple) sont classés comme gagnants s'ils sont > la médiane et perdants dans le cas contraire. Le classement est observé l'année suivante, en 1989: 37 OPCVM sont restés gagnants, 27 sont devenus perdants, 39 sont restés perdants et 25 sont devenus gagnants. La valeur du CHI 2 tient compte de la correction de continuité. La probabilité renvoyée est en caractères gras au seuil de 5%. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman suit une loi normale compte tenu du nombre d'observations >30. La probabilité de ce coefficient est renvoyée en caractères gras si le seuil de 5% est franchi.

Les valeurs du CHI 2 montrent une persistance de performance durant 7 exercices sur 12.

Les valeurs du coefficient de corrélation de Spearman montrent une corrélation négative en 1989 signe d'instabilité de la performance. Les autres corrélations sont positives et significatives sauf en 1990

Les journaux financiers utilisent ce ratio (équation 13): mesure de la différence de rentabilité du portefeuille par rapport au marché sur l'écart type de la différence.

Le tableau de contingence 77 montre des valeurs de CHI 2 significatives pour 7 exercices; avec un coefficient de corrélation des rangs de Spearman négatif en 1989 mais globalement positif et ce, de manière significative pour la grande majorité des exercices, nous trouvons que la persistance de performance paraît plus constante sur la base annuelle que celle indiquée par les seules rentabilités. (tableau 71).

TABLEAU 78

**Persistance de la performance des OPCVM étude annuelle**  
**Evolution de la rentabilité par quartiles**  
**Utilisation du ratio d'information**

année	rentabilité moyenne de l'année suivante				Spearman	probabilité
	q1	q2	q3	q4		
1988	0,22%	0,10%	-0,23%	-0,17%	0,35699	<b>0,00013</b>
1989	-1,54%	-1,40%	-1,39%	-1,40%	-0,22396	<b>0,01025</b>
1990	-0,10%	-0,25%	-0,36%	-0,18%	0,12751	0,11224
1991	<b>-0,55%</b>	<b>-0,92%</b>	<b>-1,03%</b>	<b>-1,06%</b>	0,26266	<b>0,00075</b>
1992	1,36%	1,53%	1,53%	2,11%	0,24532	<b>0,00053</b>
1993	<b>-1,52%</b>	<b>-1,93%</b>	<b>-2,18%</b>	<b>-2,28%</b>	0,14369	<b>0,02724</b>
1994	0,43%	0,50%	0,44%	0,63%	0,16147	<b>0,01050</b>
1995	1,39%	1,75%	1,68%	1,61%	0,18527	<b>0,00220</b>
1996	0,98%	1,07%	0,63%	0,54%	0,26986	<b>2,0107E-06</b>
1997	0,27%	0,37%	0,41%	-0,55%	0,33448	<b>0,00000</b>
1998	2,89%	3,29%	2,73%	3,01%	0,25714	<b>0,00000</b>
total	3,82%	4,12%	2,24%	2,24%		

Note: les ratios d'information sont calculés et classés par quartile. Sur cette base de classement, les rentabilités de l'année suivante sont indiquées. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman est celui des ratios qui servent à calculer le classement. Le seuil de 5% est en caractères gras et indique la persistance de la performance.

Le tableau 78 donne lui aussi une vision statistique plus robuste que son homologue (tableau 72) calculé à partir des rentabilités moyennes; mais, sur l'ensemble de la période, le premier quartile est moins rémunérateur que le



deuxième, ce qui vient assombrir la portée réelle du coefficient de corrélation. De plus, le premier quartile se situe à un niveau de rentabilité de 3.82% contre 5.50% sur le tableau 72. Nous ne pouvons donc pas affirmer que les résultats du ratio d'information offrent plus de profit.

L'étude triennale du tableau 79 offre une vision robuste de la persistance de performance puisque les valeurs du CHI 2 et du coefficient de corrélation sont significatives et positives.

TABLEAU 79

**Persistance de la performance des OPCVM étude triennale  
Utilisation du ratio d'information**

période	période suivante			CHI 2	probabilité	Spearman	probabilité
	gagnants	perdants					
1988-90	gagnants	47	17	42,5369	<b>0,0000</b>	0,6934	<b>0,0000</b>
	perdants	18	46				
1989-91	gagnants	53	21	46,5861	<b>0,0000</b>	0,6721	<b>0,0000</b>
	perdants	20	54				
1990-92	gagnants	59	20	43,3489	<b>0,0000</b>	0,5737	<b>0,0000</b>
	perdants	25	54				
1991-93	gagnants	77	15	402,7308	<b>0,0000</b>	0,7236	<b>0,0000</b>
	perdants	7	85				
1992-94	gagnants	101	11	352,2433	<b>0,0000</b>	0,8574	<b>0,0000</b>
	perdants	22	90				
1993-95	gagnants	101	31	130,4339	<b>0,0000</b>	0,7283	<b>0,0000</b>
	perdants	32	100				
1994-96	gagnants	122	19	245,2299	<b>0,0000</b>	0,7716	<b>0,0000</b>
	perdants	35	106				
1995-97	gagnants	142	12	512,1468	<b>0,0000</b>	0,7900	<b>0,0000</b>
	perdants	32	122				
1996-98	gagnants	148	22	329,3395	<b>0,0000</b>	0,7162	<b>0,0000</b>
	perdants	40	130				

Note: les ratios des OPCVM d'une période (exemple 1988-90) sont classés comme gagnants s'ils sont > la médiane et perdants dans le cas contraire. Le classement est observé lors de la période suivante 47 sont restés gagnants, 17 sont devenus perdants, 46 sont restés perdants et 18 sont devenus gagnants. La valeur du CHI 2 tient compte de la correction de continuité. La probabilité renvoyée est en caractères gras au seuil de 5%. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman suit une loi normale compte tenu du nombre d'observations >30. La probabilité de ce coefficient est renvoyée en caractères gras au seuil de 5%.

Les valeurs du CHI 2 montrent une persistance de performance.

Les valeurs du coefficient de corrélation de Spearman montrent une corrélation positive significative.

En complément sur le tableau 80, nous fractionnons par quartiles afin de valoriser éventuellement l'utilisation de ce ratio.

TABLEAU 80

**Persistance de la performance des OPCVM étude triennale**  
**Evolution de la rentabilité par quartiles**  
**Utilisation du ratio d'information**

période	rentabilité moyenne de la période suivante				Spearman	probabilité
	q1	q2	q3	q4		
1988-90	<b>-0,25%</b>	<b>-0,50%</b>	<b>-0,51%</b>	<b>-0,68%</b>	0,69147	<b>3,3047E-14</b>
1989-91	<b>-0,48%</b>	<b>-0,78%</b>	<b>-0,89%</b>	<b>-1,08%</b>	0,66982	<b>2,3824E-15</b>
1990-92	0,30%	0,40%	0,12%	0,03%	0,57093	<b>3,6217E-12</b>
1991-93	<b>0,03%</b>	<b>-0,36%</b>	<b>-0,42%</b>	<b>-0,66%</b>	0,72518	<b>6,5697E-22</b>
1992-94	0,16%	0,20%	-0,01%	-0,13%	0,85811	<b>2,6521E-36</b>
1993-95	<b>0,29%</b>	<b>0,09%</b>	<b>-0,11%</b>	<b>-0,39%</b>	0,72860	<b>4,2617E-31</b>
1994-96	1,18%	1,18%	0,86%	0,47%	0,77158	<b>3,4091E-37</b>
1995-97	0,93%	1,34%	0,92%	0,31%	0,78620	<b>8,553E-42</b>
1996-98	1,18%	1,68%	1,81%	0,89%	0,71252	<b>4,677E-38</b>
total	3,34%	3,25%	1,77%	-1,24%		

Note: les ratios d'information sont calculés et classés par quartile. Sur cette base de classement, les rentabilités de la période suivante sont indiquées. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman est celui des alphas qui servent à calculer le classement. Le seuil de 5% est en caractères gras et indique la persistance de la performance.

Recourir au ratio d'information triennal offre une garantie de robustesse statistique puisque toutes les valeurs sont significatives. Toutefois, la rentabilité sur l'ensemble de la période du premier quartile est supérieure si l'investisseur utilise les rentabilités moyennes (tableau 74).

Ainsi, dans le cadre de notre étude, le ratio d'information n'apporte pas d'avantage que certains articles vus dans la revue de littérature lui accordent.

### **3-2 Le ratio de Sharpe comme indicateur de la persistance de la performance**

Est-ce que l'utilisation de ce ratio qui inclut la notion de régularité de performance offre une meilleure garantie de rentabilité à l'investisseur que la notion plus simple d'évolution de la rentabilité?

Le tableau de contingence 81 arrêté sur une périodicité annuelle offre une réponse mitigée puisque de 1988 à 1994, les ratios ne sont pas toujours significatifs, de plus, trois coefficients de corrélation des rangs de Spearman sont négatifs, ils indiquent que la performance est instable.

TABLEAU 81

**Persistance de la performance des OPCVM étude annuelle  
Utilisation du ratio de Sharpe**

année	année suivante			CHI 2	probabilité	Spearman	probabilité
	gagnants	perdants					
1988	gagnants		39	7,3506	<b>0,0067</b>	0,3184	<b>0,0007</b>
	perdants	25	39				
1989	gagnants		36	0,0613	0,8045	-0,0417	0,3515
	perdants	38	36				
1990	gagnants		43	0,8807	0,3480	0,1625	0,0509
	perdants	38	41				
1991	gagnants		55	9,1253	<b>0,0025</b>	0,3607	<b>0,0000</b>
	perdants	36	56				
1992	gagnants		56	0,0226	0,8804	-0,0174	0,3859
	perdants	56	55				
1993	gagnants		51	11,7522	<b>0,0006</b>	-0,2892	<b>0,0000</b>
	perdants	78	53				
1994	gagnants		78	4,2666	<b>0,0389</b>	0,1415	<b>0,0244</b>
	perdants	61	79				
1995	gagnants		90	13,8659	<b>0,0002</b>	0,2335	<b>0,0001</b>
	perdants	59	93				
1996	gagnants		93	10,1286	<b>0,0015</b>	0,3707	<b>0,0000</b>
	perdants	66	102				
1997	gagnants		117	13,5701	<b>0,0002</b>	0,3953	<b>0,0000</b>
	perdants	82	113				
1998	gagnants		143	25,8127	<b>0,0000</b>	0,1108	<b>0,0233</b>
	perdants	91	141				

Note: les ratios des OPCVM d'une année (1988 par exemple) sont classés comme gagnants s'ils sont > la médiane et perdants dans le cas contraire. Le classement est observé l'année suivante, en 1989: 39 OPCVM sont restés gagnants, 25 sont devenus perdants, 39 sont restés perdants et 25 sont devenus gagnants. La valeur du CHI 2 tient compte de la correction de continuité. La probabilité renvoyée est en caractères gras au seuil de 5%. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman suit une loi normale compte tenu du nombre d'observations >30. La probabilité de ce coefficient est renvoyée en caractères gras si le seuil de 5% est franchi.

Les valeurs du CHI 2 montrent une persistance de performance sauf en 1989 1990 et 1992 .

Les valeurs du coefficient de corrélation de Spearman montrent un corrélation positive significative lors de 7 exercices. Trois valeurs sont négatives signe d'instabilité de la performance.

L'étude des quartiles du tableau 82 n'apporte pas de réponse satisfaisante du point de vue de la rentabilité du premier quartile, inférieure à celle du tableau 74 réalisée à partir des performances moyennes.

Une autre observation doit être retenue: comme les rentabilités des trois premiers quartiles sont voisines, nous trouvons ici la validation des constats réalisés lors des chapitres précédents qui concluent implicitement au caractère moutonnier des gestions. Au-delà des styles de gestion, existerait une performance rentabilité/risque "de place" qui serait en fait le vrai *benchmark* dont le gérant ne peut pas trop s'écarter. Ce serait la base d'une relation d'agence entre le gérant et ses clients via la force de vente des réseaux, la deuxième relation d'agence qui lie le gérant à sa hiérarchie de gestion serait secondaire par rapport à la première. Faute de pouvoir creuser davantage cette hypothèse, nous mesurons plus loin la performance des OPCVM nouvellement créés afin de constater l'existence d'un effet de mode passager ou pérenne.

TABLEAU 82

**Persistance de la performance des OPCVM étude annuelle**  
**Utilisation du ratio de Sharpe**  
**Evolution de la rentabilité par quartiles**

année	rentabilité moyenne de l'année suivante				Spearman	probabilité
	q1	q2	q3	q4		
1988	<b>0,21%</b>	<b>0,01%</b>	<b>-0,11%</b>	<b>-0,14%</b>	0,31879	<b>0,00066</b>
1989	-1,32%	-1,57%	-1,44%	-1,45%	-0,04177	0,35124
1990	-0,14%	-0,16%	-0,38%	-0,22%	0,15759	0,05749
1991	<b>-0,53%</b>	<b>-0,88%</b>	<b>-1,03%</b>	<b>-1,20%</b>	0,36144	<b>0,00000</b>
1992	1,54%	1,75%	1,54%	1,56%	-0,01746	0,38578
1993	-1,36%	-2,18%	-2,02%	-1,99%	-0,29076	<b>0,00001</b>
1994	0,46%	0,61%	0,35%	0,56%	0,13998	<b>0,02593</b>
1995	1,28%	1,69%	1,78%	1,67%	0,23151	<b>0,00012</b>
1996	1,34%	1,55%	1,24%	-0,85%	0,36443	<b>8,7065E-11</b>
1997	0,36%	0,59%	0,55%	-1,08%	0,39692	<b>0,00000</b>
1998	2,15%	3,16%	3,22%	3,21%	0,10851	<b>0,02613</b>
total	3,99%	4,57%	3,70%	0,07%		

Note: les ratios de Sharpe sont calculés et classés par quartile. Sur cette base de classement, les rentabilités de l'année suivante sont indiquées. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman est celui des ratios qui servent à calculer le classement. Le seuil de 5% est en caractères gras et indique la persistance de la performance.

TABLEAU 83

**Persistance de la performance des OPCVM étude triennale  
Utilisation du ratio de Sharpe**

période	période suivante			CHI 2	probabilité	Spearman	probabilité
	gagnants	perdants					
1988-90	gagnants	51	13	94,2656	<b>0,0000</b>	0,7436	<b>0,0000</b>
	perdants	13	51				
1989-91	gagnants	55	19	56,7471	<b>0,0000</b>	0,7523	<b>0,0000</b>
	perdants	19	55				
1990-92	gagnants	54	25	27,9229	<b>0,0000</b>	0,6338	<b>0,0000</b>
	perdants	25	54				
1991-93	gagnants	67	25	58,5405	<b>0,0000</b>	0,6560	<b>0,0000</b>
	perdants	25	67				
1992-94	gagnants	85	26	132,3117	<b>0,0000</b>	0,7027	<b>0,0000</b>
	perdants	23	88				
1993-95	gagnants	87	45	30,2426	<b>0,0000</b>	0,5769	<b>0,0000</b>
	perdants	47	85				
1994-96	gagnants	109	33	138,6998	<b>0,0000</b>	0,8284	<b>0,0000</b>
	perdants	35	107				
1995-97	gagnants	116	36	174,7870	<b>0,0000</b>	0,8384	<b>0,0000</b>
	perdants	32	120				
1996-98	gagnants	121	47	121,4312	<b>0,0000</b>	0,5979	<b>0,0000</b>
	perdants	41	127				

Note: les ratios des OPCVM d'une période (exemple 1988-90) sont classés comme gagnants s'ils sont > la médiane et perdants dans le cas contraire. Le classement est observé lors de la période suivante 51 sont restés gagnants, 13 sont devenus perdants, 51 sont restés perdants et 13 sont devenus gagnants. La valeur du CHI 2 tient compte de la correction de continuité. La probabilité renvoyée est en caractères gras au seuil de 5%. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman suit une loi normale compte tenu du nombre d'observations >30. La probabilité de ce coefficient est renvoyée en caractères gras au seuil de 5%.

Les valeurs du CHI 2 montrent une persistance de performance.

Les valeurs du coefficient de corrélation de Spearman montrent une corrélation positive significative.

L'étude triennale reportée sur le tableau 83 relate une persistance de performance robuste.

Nous regardons sur le tableau 84 la rentabilité d'une stratégie d'investissement dans le premier quartile à partir du classement obtenu grâce au ratio de Sharpe. Le classement est profitable pour l'investisseur malgré certaines valeurs de premiers quartiles moins élevées que celles du deuxième. Mais l'utilisation des rentabilités moyennes sur la même période de calcul offre une meilleure rémunération.

TABLEAU 84

**Persistance de la performance des OPCVM étude triennale**  
**Evolution de la rentabilité par quartiles**  
**Utilisation du ratio de Sharpe**

période	rentabilité moyenne de la période suivante				Spearman	probabilité
	q1	q2	q3	q4		
1988-90	<b>-0,29%</b>	<b>-0,41%</b>	<b>-0,64%</b>	<b>-0,87%</b>	0,74196	<b>0,00000</b>
1989-91	<b>-0,49%</b>	<b>-0,85%</b>	<b>-0,89%</b>	<b>-1,27%</b>	0,75004	<b>0,00000</b>
1990-92	0,29%	0,14%	0,28%	-0,10%	0,63263	<b>0,00000</b>
1991-93	<b>-0,01%</b>	<b>-0,46%</b>	<b>-0,52%</b>	<b>-0,73%</b>	0,65700	<b>0,00000</b>
1992-94	<b>0,36%</b>	<b>0,15%</b>	<b>-0,15%</b>	<b>-0,16%</b>	0,70234	<b>0,00000</b>
1993-95	<b>0,24%</b>	<b>0,16%</b>	<b>-0,04%</b>	<b>-0,25%</b>	0,57934	<b>0,00000</b>
1994-96	1,22%	1,23%	1,08%	0,31%	0,82846	<b>0,00000</b>
1995-97	1,19%	1,29%	1,11%	-0,51%	0,83800	<b>0,00000</b>
1996-98	1,39%	1,86%	1,64%	0,29%	0,59938	<b>2,934E-27</b>
total	3,91%	3,12%	1,87%	-3,29%		

Note: les ratios de Sharpe sont calculés et classés par quartile. Sur cette base de classement, les rentabilités de la période suivante sont indiquées. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman est celui des ratios qui servent à calculer le classement. Le seuil de 5% est en caractères gras et indique la persistance de la performance.

### 3-3 L'alpha de Jensen comme indicateur de la persistance de la performance

Le ratio de Sharpe a amené l'ébauche d'une hypothèse de comportement moutonnier. L'alpha de Jensen met en valeur les qualités de choix des valeurs par les gérants. Nous cherchons à savoir si ces choix sont différents au point de dégager une hiérarchie entre eux à risque systématique égal.

Le tableau 85 est décevant puisque quatre coefficients de corrélation sont négatifs et huit CHI 2 sur 12 ne montrent pas de persistance de performance.

TABLEAU 85

**Persistance de la performance des OPCVM étude annuelle  
Utilisation de l'alpha de Jensen**

année		année suivante		CHI 2	probabilité	Spearman	probabilité
		gagnants	perdants				
1988	gagnants		37	2,4869	0,1148	0,3083	<b>0,0010</b>
	perdants	29	35				
1989	gagnants		35	0,3348	0,5628	-0,1166	0,1479
	perdants	39	35				
1990	gagnants		48	7,6042	<b>0,0058</b>	0,2602	<b>0,0020</b>
	perdants	32	47				
1991	gagnants		60	21,5691	<b>0,0000</b>	0,5264	<b>0,0000</b>
	perdants	32	60				
1992	gagnants		59	0,5309	0,4662	-0,0175	0,3857
	perdants	55	56				
1993	gagnants		55	6,1094	<b>0,0134</b>	-0,2674	<b>0,0000</b>
	perdants	75	56				
1994	gagnants		68	0,1430	0,7053	-0,0726	0,1914
	perdants	71	69				
1995	gagnants		90	11,9155	<b>0,0006</b>	0,2949	<b>0,0000</b>
	perdants	61	91				
1996	gagnants		84	3,3016	0,0692	0,2354	<b>0,0000</b>
	perdants	73	96				
1997	gagnants		106	1,4301	0,2317	0,1735	<b>0,0011</b>
	perdants	97	99				
1998	gagnants		128	3,7497	0,0528	0,1214	<b>0,0130</b>
	perdants	108	125				

Note: les alphas des OPCVM d'une année (1988 par exemple) sont classés comme gagnants s'ils sont > la médiane et perdants dans le cas contraire. Le classement est observé l'année suivante, en 1989: 37 OPCVM sont restés gagnants, 27 sont devenus perdants, 35 sont restés perdants et 29 sont devenus gagnants. La valeur du CHI 2 tient compte de la correction de continuité. La probabilité renvoyée est en caractères gras au seuil de 5%. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman suit une loi normale compte tenu du nombre d'observations >30. La probabilité de ce coefficient est renvoyée en caractères gras si le seuil de 5% est franchi.

Les valeurs du CHI 2 montrent une persistance de performance durant 4 exercices sur 12.

Les valeurs du coefficient de corrélation de Spearman montrent quatre corrélations négatives signes d'instabilité de la performance. Les autres corrélations sont positives et significatives.

Dans ces conditions, le tableau 86 des quartiles offre l'intérêt de confirmer l'existence d'un comportement moutonnier car les trois premiers quartiles offrent une rentabilité quasiment identique.

TABLEAU 86

**Persistance de la performance des OPCVM étude annuelle**  
**Evolution de la rentabilité par quartiles**  
**Utilisation de l'alpha de Jensen**

année	rentabilité moyenne de l'année suivante				Spearman	probabilité
	q1	q2	q3	q4		
1988	<b>0,20%</b>	<b>0,03%</b>	<b>-0,10%</b>	<b>-0,21%</b>	0,30633	<b>0,00103</b>
1989	-1,48%	-1,39%	-1,33%	-1,52%	-0,11680	0,14242
1990	<b>-0,17%</b>	<b>-0,20%</b>	<b>-0,21%</b>	<b>-0,29%</b>	0,26029	<b>0,00202</b>
1991	<b>-0,60%</b>	<b>-0,82%</b>	<b>-0,98%</b>	<b>-1,14%</b>	0,52001	<b>0,00000</b>
1992	1,63%	1,50%	1,69%	1,56%	-0,01499	0,38920
1993	<b>-1,54%</b>	<b>-1,95%</b>	<b>-2,04%</b>	<b>-2,40%</b>	-0,26732	<b>0,00002</b>
1994	0,50%	0,42%	0,42%	0,52%	-0,07302	0,18963
1995	1,42%	1,73%	1,73%	1,35%	0,29391	<b>0,00000</b>
1996	1,23%	1,25%	1,19%	-1,34%	0,22451	<b>8,5979E-05</b>
1997	0,26%	0,47%	0,60%	-0,82%	0,17398	<b>0,00111</b>
1998	2,77%	2,99%	3,06%	3,02%	0,11980	<b>0,01439</b>
total	4,23%	4,03%	4,04%	-1,28%		

Note: les alphas de Jensen sont calculés et classés par quartile. Sur cette base de classement, les rentabilités de l'année suivante sont indiquées. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman est celui des alphas qui servent à calculer le classement. Le seuil de 5% est en caractères gras et indique la persistance de la performance.

L'étude triennale des tableaux 87 et 88 confirme la robustesse des résultats trouvés précédemment.

Sur le tableau 87, les valeurs des CHI 2 et coefficients de corrélation de Spearman sont statistiquement significatives.



TABLEAU 87

**Persistance de la performance des OPCVM étude triennale  
Utilisation de l'alpha de Jensen**

année	année suivante			CHI 2	probabilité	Spearman	probabilité
	gagnants	perdants					
1988	gagnants		48	53,3333	<b>0,0000</b>	0,6469	<b>0,0000</b>
	perdants	16	48				
1989	gagnants		55	73,0633	<b>0,0000</b>	0,7552	<b>0,0000</b>
	perdants	16	58				
1990	gagnants		55	25,8118	<b>0,0000</b>	0,5318	<b>0,0000</b>
	perdants	27	52				
1991	gagnants		70	266,8247	<b>0,0000</b>	0,7347	<b>0,0000</b>
	perdants	6	86				
1992	gagnants		84	69,0857	<b>0,0000</b>	0,7107	<b>0,0000</b>
	perdants	34	77				
1993	gagnants		99	91,5261	<b>0,0000</b>	0,6945	<b>0,0000</b>
	perdants	37	95				
1994	gagnants		108	140,5479	<b>0,0000</b>	0,6984	<b>0,0000</b>
	perdants	33	109				
1995	gagnants		110	93,0382	<b>0,0000</b>	0,7118	<b>0,0000</b>
	perdants	41	113				
1996	gagnants		144	228,4882	<b>0,0000</b>	0,5503	<b>0,0000</b>
	perdants	46	125				

Note: les ratios des OPCVM d'une période (exemple 1988-90) sont classés comme gagnants s'ils sont > la médiane et perdants dans le cas contraire. Le classement est observé lors de la période suivante 48 sont restés gagnants, 16 sont devenus perdants, 48 sont restés perdants et 16 sont devenus gagnants. La valeur du CHI 2 tient compte de la correction de continuité. La probabilité renvoyée est en caractères gras au seuil de 5%. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman suit une loi normale compte tenu du nombre d'observations >30. La probabilité de ce coefficient est renvoyée en caractères gras au seuil de 5%.

Les valeurs du CHI 2 montrent une persistance de performance.

Les valeurs du coefficient de corrélation de Spearman montrent une corrélation positive significative.

Sur le tableau 88, malgré la robustesse des coefficients de corrélation, il ne paraît pas intéressant d'utiliser l'alpha de Jensen comme instrument de choix d'un OPCVM malgré le nombre d'études consacrées aux performances "anormales".

En effet, la rentabilité totale renvoyée par les OPCVM du premier quartile est la moins bonne des quatre moyennes et ratios passés sous revue.

TABLEAU 88

**Persistance de la performance des OPCVM étude triennale**  
**Evolution de la rentabilité par quartiles**  
**Utilisation de l'alpha de Jensen**

période	q1	q2	q3	q4	Spearman	probabilité
1988-90	<b>-0,29%</b>	<b>-0,42%</b>	<b>-0,66%</b>	<b>-0,83%</b>	0,64545	<b>0,00000</b>
1989-91	<b>-0,56%</b>	<b>-0,84%</b>	<b>-0,89%</b>	<b>-1,19%</b>	0,75267	<b>0,00000</b>
1990-92	0,38%	0,07%	0,09%	0,05%	0,52985	<b>0,00000</b>
1991-93	<b>-0,01%</b>	<b>-0,44%</b>	<b>-0,57%</b>	<b>-0,74%</b>	0,73674	<b>0,00000</b>
1992-94	<b>0,38%</b>	<b>0,07%</b>	<b>-0,10%</b>	<b>-0,31%</b>	0,70966	<b>0,00000</b>
1993-95	<b>0,22%</b>	<b>0,17%</b>	<b>-0,11%</b>	<b>-0,42%</b>	0,69628	<b>0,00000</b>
1994-96	<b>1,17%</b>	<b>0,97%</b>	<b>0,70%</b>	<b>0,70%</b>	0,70024	<b>0,00000</b>
1995-97	1,13%	1,14%	1,17%	-0,68%	0,71143	<b>0,00000</b>
1996-98	1,39%	1,94%	1,48%	0,41%	0,55275	<b>2,374E-23</b>
total	3,81%	2,66%	1,12%	-3,00%		

Note: les alphas de Jensen sont calculés et classés par quartile. Sur cette base de classement, les rentabilités de la période suivante sont indiquées. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman est celui des alphas qui servent à calculer le classement. Le seuil de 5% est en caractères gras et indique la persistance de la performance.

#### **4 Le style de gestion, la fiscalité et la persistance de performance**

Dans les chapitres précédents, nous avons remarqué que le cadre fiscal du PEA n'était pas un obstacle à la performance.

Par ailleurs, le nombre de portefeuilles hors style de gestion généraliste est trop peu nombreux pour pouvoir mener les investigations complètes telles que celles que nous venons de réaliser.

Signalons que nos observations partielles mettent en évidence le style des petites capitalisations comme le plus rentable et le style or et métaux précieux comme le moins rentable en conformité avec ce que nous avons vu dans les chapitres précédents.

Reste à observer le style généraliste dans le cadre et hors du cadre du PEA afin de savoir si la fiscalité influe sur la persistance de performance.

TABLEAU 89

**Persistance de la performance des OPCVM étude annuelle  
Style généraliste hors PEA**

année	année suivante		CHI 2	probabilité	Spearman	probabilité	
	gagnants	perdants					
1988	gagnants	11	13	0,1064	0,7442	0,4408	<b>0,0046</b>
	perdants	12	12				
1989	gagnants	11	16	1,6191	0,2032	-0,2646	0,0647
	perdants	16	11				
1990	gagnants	17	10	4,9846	<b>0,0256</b>	0,3895	<b>0,0077</b>
	perdants	10	17				
1991	gagnants	17	14	0,5916	0,4418	0,2198	0,0914
	perdants	14	17				
1992	gagnants	17	19	0,5629	0,4531	-0,0356	0,3814
	perdants	20	16				
1993	gagnants	24	16	3,1137	0,0776	0,1632	0,1412
	perdants	17	23				
1994	gagnants	25	19	2,0313	0,1541	0,2279	<b>0,0428</b>
	perdants	19	25				
1995	gagnants	26	22	2,8782	0,0898	0,0897	0,2732
	perdants	19	29				
1996	gagnants	35	21	26,2980	<b>0,0000</b>	0,3917	<b>0,0001</b>
	perdants	13	43				
1997	gagnants	44	25	10,7940	<b>0,0010</b>	0,3820	<b>0,0000</b>
	perdants	26	43				
1998	gagnants	51	37	16,5808	<b>0,0000</b>	0,2722	<b>0,0006</b>
	perdants	28	60				

Note: les performances des OPCVM d'une année (1988 par exemple) sont classées comme gagnantes si elles sont > la médiane et perdantes dans le cas contraire. Le classement est observé l'année suivante, en 1989: 11 OPCVM sont restés gagnants, 13 sont devenus perdants, 12 sont restés perdants et 12 sont devenus gagnants. La valeur du CHI 2 tient compte de la correction de continuité. La probabilité renvoyée est en caractères gras au seuil de 5%. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman suit une loi normale compte tenu du nombre d'observations >30. La probabilité de ce coefficient est renvoyée en caractères gras si le seuil de 5% est franchi.

Les valeurs du CHI 2 montrent une persistance de performance en 1990 1996 1997 et 1998.

Les valeurs du coefficient de corrélation de Spearman montrent une corrélation positive significative lors de 6 exercices. Deux valeurs sont négatives, signe d'instabilité de la performance.

Le tableau 89 hors PEA offre des résultats de CHI 2 peu significatifs; les coefficients de corrélation sont positifs, six d'entre eux sont significatifs. Le bémol est donné par la présence de deux valeurs négatives qui montrent que toutes les périodes ne sont pas stables pour le critère de persistance.

Le tableau 90 exprime les rentabilités des quartiles avec des niveaux de rentabilité hiérarchisés de manière logique sur l'ensemble de la période alors que les différents exercices n'offrent pas la même rigueur de classement. Les

valeurs des coefficients de corrélation ne sont d'ailleurs pas systématiquement positives et significatives.

TABLEAU 90

**Persistance de la performance des OPCVM étude annuelle**  
**Evolution de la rentabilité par quartiles**  
**Style généraliste hors PEA**

année	rentabilité moyenne de l'année suivante				Spearman	probabilité
	q1	q2	q3	q4		
1988	0,06%	-0,18%	-0,12%	-0,39%	0,42935	<b>0,00575</b>
1989	-1,58%	-1,28%	-1,11%	-1,27%	-0,26455	0,06466
1990	-0,06%	-0,32%	-0,45%	-0,37%	0,39848	<b>0,00643</b>
1991	-0,87%	-1,24%	-1,29%	-1,16%	0,21674	0,09520
1992	1,45%	1,30%	1,28%	1,47%	-0,02939	0,38689
1993	-1,59%	-1,70%	-1,63%	-1,90%	0,16205	0,14326
1994	0,76%	0,56%	0,32%	0,42%	0,22776	<b>0,04287</b>
1995	1,74%	1,91%	1,71%	1,67%	0,08610	0,28157
1996	<b>2,11%</b>	<b>2,11%</b>	<b>1,64%</b>	<b>1,54%</b>	0,38545	<b>0,00010</b>
1997	<b>0,73%</b>	<b>0,68%</b>	<b>0,43%</b>	<b>0,17%</b>	0,38588	<b>0,00001</b>
1998	3,52%	3,14%	2,53%	2,69%	0,26655	<b>0,00082</b>
total	6,28%	4,99%	3,32%	2,87%		

Note: les rentabilités mensuelles en excès du taux sans risque sont classées en rangs et séparées par quartiles. L'évolution au cours de l'année suivante des quartiles est indiquée. Trois années en caractères gras ont un classement de l'année n+1 logique: le premier quartile a une meilleure rentabilité que le deuxième etc. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman suit une loi normale, il est en caractères gras quand il est statistiquement significatif au seuil de 5%.

La gestion sous PEA exposée sur le tableau 91 offre moins de persistance de performance significative mais aucun coefficient de corrélation n'est négatif. C'est le signe d'une gestion plus sereine que celle que nous avons analysée en dehors du cadre du PEA.

TABLEAU 91

**Persistance de la performance des OPCVM étude annuelle  
Style généraliste PEA**

année	année suivante		CHI 2	probabilité	Spearman	probabilité
	gagnants	perdants				
1988	gagnants	12	0,1824	0,6693	0,0536	0,3751
	perdants	11				
1989	gagnants	14	0,1542	0,6946	0,0128	0,3973
	perdants	13				
1990	gagnants	15	0,1588	0,6903	0,1193	0,2678
	perdants	14				
1991	gagnants	15	0,2500	0,6171	0,2029	0,1091
	perdants	15				
1992	gagnants	21	2,1644	0,1412	0,2352	<b>0,0391</b>
	perdants	17				
1993	gagnants	30	1,1481	0,2839	0,1059	0,2154
	perdants	25				
1994	gagnants	34	2,2106	0,1371	0,2131	<b>0,0268</b>
	perdants	26				
1995	gagnants	37	3,2814	0,0701	0,1964	<b>0,0345</b>
	perdants	27				
1996	gagnants	44	11,3511	<b>0,0008</b>	0,2693	<b>0,0027</b>
	perdants	26				
1997	gagnants	55	42,3025	<b>0,0000</b>	0,5539	<b>0,0000</b>
	perdants	22				
1998	gagnants	46	0,1604	0,6887	0,0434	0,3368
	perdants	44				

Note: les performances des OPCVM d'une année (1988 par exemple) sont classées comme gagnantes si elles sont > la médiane et perdantes dans le cas contraire. Le classement est observé l'année suivante, en 1989: 12 OPCVM sont restés gagnants, 10 sont devenus perdants, 11 sont restés perdants et 11 sont devenus gagnants. La valeur du CHI 2 tient compte de la correction de continuité. La probabilité renvoyée est en caractères gras au seuil de 5%. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman suit une loi normale compte tenu du nombre d'observations >30. La probabilité de ce coefficient est renvoyée en caractères gras si le seuil de 5% est franchi.

Les valeurs du CHI 2 montrent une persistance de performance en 1996 et 1997.

Les valeurs du coefficient de corrélation de Spearman montrent une corrélation positive significative lors de 5 exercices.

Les performances n'en sont pas moins au rendez-vous. Le tableau 92 montre que les deux premiers quartiles dégagent des rentabilités voisines de celles de la gestion hors PEA. Si nous qualifions la gestion dans le cadre fiscal de plus sereine, c'est que les rentabilités des deux derniers quartiles sont plus intéressantes. Voilà pourquoi nous avons souligné que l'investisseur n'a pas de raison de se priver de l'avantage fiscal, les rentabilités annuelles étant dans l'ensemble de meilleure qualité.

TABLEAU 92

**Persistance de la performance des OPCVM étude annuelle**  
**Evolution de la rentabilité par quartiles**  
**Style généraliste PEA**

année	q1	q2	q3	q4	Spearman	probabilité
1988	0,13%	0,00%	0,07%	0,04%	0,05046	0,37769
1989	-1,44%	-1,25%	-1,20%	-1,38%	0,02164	0,39375
1990	0,06%	-0,13%	-0,31%	-0,15%	0,11810	0,26997
1991	-0,65%	-0,85%	-0,83%	-0,87%	0,19872	0,11500
1992	<b>1,45%</b>	<b>1,19%</b>	<b>1,08%</b>	<b>1,04%</b>	0,24573	<b>0,03159</b>
1993	-1,96%	-2,10%	-2,09%	-2,03%	0,10226	0,22445
1994	<b>0,45%</b>	<b>0,31%</b>	<b>0,28%</b>	<b>0,27%</b>	0,21344	<b>0,02653</b>
1995	<b>2,12%</b>	<b>1,97%</b>	<b>1,91%</b>	<b>1,83%</b>	0,19920	<b>0,03211</b>
1996	1,49%	1,50%	1,34%	1,23%	0,26815	<b>0,00279396</b>
1997	<b>1,02%</b>	<b>0,82%</b>	<b>0,62%</b>	<b>0,23%</b>	0,55417	<b>0,00000</b>
1998	3,68%	3,30%	3,68%	3,80%	0,04310	0,33752
total	6,34%	4,75%	4,55%	3,99%		

Note: les rentabilités mensuelles en excès du taux sans risque sont classées en rangs et séparées par quartiles. L'évolution au cours de l'année suivante des quartiles est indiquée. Trois années en caractères gras ont un classement de l'année n+1 logique: le premier quartile a une meilleure rentabilité que le deuxième etc. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman suit une loi normale, il est en caractères gras quand il est statistiquement significatif au seuil de 5%.

L'étude triennale donne hors du cadre du PEA une persistance de performance très robuste, elle est exposée sur le tableau 93.

TABLEAU 93

**Persistance de la performance des OPCVM étude triennale  
Style de gestion généraliste non PEA**

période	période suivante			CHI 2	probabilité	Spearman	probabilité
	gagnants	perdants					
1988-90	gagnants	19	5	30,9177	<b>0,0000</b>	0,7222	<b>0,0000</b>
	perdants	6	18				
1989-91	gagnants	19	8	14,6127	<b>0,0001</b>	0,6474	<b>0,0000</b>
	perdants	8	19				
1990-92	gagnants	24	3	61,0042	<b>0,0000</b>	0,6475	<b>0,0000</b>
	perdants	7	20				
1991-93	gagnants	22	9	12,6411	<b>0,0004</b>	0,6546	<b>0,0000</b>
	perdants	10	21				
1992-94	gagnants	30	6	83,2000	<b>0,0000</b>	0,8358	<b>0,0000</b>
	perdants	6	30				
1993-95	gagnants	30	10	36,9667	<b>0,0000</b>	0,7501	<b>0,0000</b>
	perdants	10	30				
1994-96	gagnants	37	7	108,2375	<b>0,0000</b>	0,8042	<b>0,0000</b>
	perdants	8	36				
1995-97	gagnants	37	11	95,2716	<b>0,0000</b>	0,8534	<b>0,0000</b>
	perdants	7	41				
1996-98	gagnants	35	21	17,2563	<b>0,0000</b>	0,5386	<b>0,0000</b>
	perdants	16	40				

Note: les performances des OPCVM d'une période (exemple 1988-90) sont classées comme gagnantes si elles sont > la médiane et perdantes dans le cas contraire. Le classement est observé lors de la période suivante 19 sont restés gagnants, 5 sont devenus perdants, 18 sont restés perdants et 6 sont devenus gagnants.

La valeur du CHI 2 tient compte de la correction de continuité. La probabilité renvoyée est en caractères gras au seuil de 5%. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman suit une loi normale compte tenu du nombre d'observations >30. La probabilité de ce coefficient est renvoyée en caractères gras au seuil de 5%.

Les valeurs du CHI 2 montrent une persistance de performance.

Les valeurs du coefficient de corrélation de Spearman montrent une corrélation positive significative.

La robustesse des résultats trouve son pendant dans l'analyse des quartiles du tableau 94. La bonne hiérarchisation des valeurs est validée par des coefficients de corrélation hautement significatifs.

TABLEAU 94

**Persistance de la performance des OPCVM étude triennale**  
**Evolution de la rentabilité par quartiles**  
**Style de gestion généraliste hors PEA**

période	rentabilité moyenne de la période suivante				Spearman	probabilité
	q1	q2	q3	q4		
1988-90	<b>-0,05%</b>	<b>-0,53%</b>	<b>-0,60%</b>	<b>-0,86%</b>	0,89191	<b>4,6003E-23</b>
1989-91	<b>-0,09%</b>	<b>-0,85%</b>	<b>-0,97%</b>	<b>-1,11%</b>	0,98071	<b>1,2853E-31</b>
1990-92	0,03%	0,06%	-0,13%	-0,16%	0,59736	<b>3,2594E-13</b>
1991-93	-0,29%	-0,05%	-0,50%	-0,81%	0,65549	<b>4,1706E-18</b>
1992-94	0,04%	0,22%	-0,05%	-0,31%	0,52430	<b>2,9435E-14</b>
1993-95	<b>0,46%</b>	<b>0,30%</b>	<b>0,01%</b>	<b>-0,18%</b>	0,65660	<b>1,8213E-25</b>
1994-96	1,80%	1,46%	0,12%	1,01%	0,14547	<b>0,0208389</b>
1995-97	<b>1,84%</b>	<b>1,38%</b>	<b>1,19%</b>	<b>0,91%</b>	0,84940	<b>7,4857E-16</b>
1996-98	<b>2,05%</b>	<b>1,79%</b>	<b>1,79%</b>	<b>1,37%</b>	0,54217	<b>3,2788E-08</b>
total	5,79%	3,79%	0,87%	-0,14%		

Note: les rentabilités mensuelles en excès du taux sans risque sont classées en rangs et séparées par quartiles. L'évolution au cours de la période suivante des quartiles est indiquée. Huit périodes en caractères gras ont un classement de l'année n+1 logique: le premier quartile a une meilleure rentabilité que le deuxième etc. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman suit une loi normale, il est en caractères gras quand il est statistiquement significatif au seuil de 5%.

Dans le cadre fiscal, les chiffres sont tout aussi robustes qu'en dehors comme le montre le tableau 95:



TABLEAU 95

**Persistance de la performance des OPCVM étude triennale  
Style de gestion généraliste PEA**

période	période suivante			CHI 2	probabilité	Spearman	probabilité
	gagnants	perdants					
1988-90	gagnants	15	7	7,5913	<b>0,0059</b>	0,5217	<b>0,0011</b>
	perdants	7	15				
1989-91	gagnants	21	5	43,6982	<b>0,0000</b>	0,8259	<b>0,0000</b>
	perdants	5	21				
1990-92	gagnants	19	10	6,1373	<b>0,0132</b>	0,5541	<b>0,0001</b>
	perdants	11	18				
1991-93	gagnants	27	5	69,3706	<b>0,0000</b>	0,8490	<b>0,0000</b>
	perdants	6	26				
1992-94	gagnants	31	12	36,9692	<b>0,0000</b>	0,6385	<b>0,0000</b>
	perdants	10	33				
1993-95	gagnants	43	13	56,1086	<b>0,0000</b>	0,6703	<b>0,0000</b>
	perdants	14	42				
1994-96	gagnants	47	13	67,8338	<b>0,0000</b>	0,7643	<b>0,0000</b>
	perdants	14	46				
1995-97	gagnants	54	10	138,7412	<b>0,0000</b>	0,7856	<b>0,0000</b>
	perdants	12	52				
1996-98	gagnants	54	16	87,7883	<b>0,0000</b>	0,6643	<b>0,0000</b>
	perdants	15	55				

Note: les performances des OPCVM d'une période (exemple 1988-90) sont classées comme gagnantes si elles sont > la médiane et perdantes dans le cas contraire. Le classement est observé lors de la période suivante 15 sont restés gagnants, 7 sont devenus perdants, 15 sont restés perdants et 7 sont devenus gagnants.

La valeur du CHI 2 tient compte de la correction de continuité. La probabilité renvoyée est en caractères gras au seuil de 5%. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman suit une loi normale compte tenu du nombre d'observations >30. La probabilité de ce coefficient est renvoyée en caractères gras au seuil de 5%.

Les valeurs du CHI 2 montrent une persistance de performance

Les valeurs du coefficient de corrélation de Spearman montrent une corrélation positive significative.

Cela étant, les rentabilités par quartile sont à un niveau moins élevé dans le cadre fiscal. C'est sans doute la conséquence de la gestion plus sereine telle que nous l'avons qualifiée. (tableau 96).

Ainsi, l'investisseur doit tenir compte de sa propre fiscalité avant d'exercer son choix pour un OPCVM fiscalisé ou non fiscalisé. Le coût des arbitrages doit également être précisé.

**TABLEAU 96**  
**Persistance de la performance des OPCVM étude triennale**  
**Evolution de la rentabilité par quartiles**  
**Style de gestion généraliste PEA**

période	rentabilité moyenne de la période suivante				Spearman	probabilité
	q1	q2	q3	q4		
1988-90	-0,41%	-0,36%	-0,05%	-0,67%	0,48154	<b>1,8052E-07</b>
1989-91	<b>-0,05%</b>	<b>-0,65%</b>	<b>-0,78%</b>	<b>-1,13%</b>	0,96595	<b>1,0466E-30</b>
1990-92	0,04%	0,15%	0,10%	-0,12%	0,26927	<b>0,00139545</b>
1991-93	-0,27%	-0,49%	-0,08%	-0,79%	0,34724	<b>6,8487E-06</b>
1992-94	<b>0,00%</b>	<b>-0,12%</b>	<b>-0,23%</b>	<b>-0,40%</b>	0,84659	<b>2,3011E-35</b>
1993-95	0,05%	0,11%	0,00%	-0,14%	0,54290	<b>9,1285E-18</b>
1994-96	1,50%	1,31%	0,19%	0,96%	0,15451	<b>0,01427522</b>
1995-97	<b>1,68%</b>	<b>1,48%</b>	<b>1,23%</b>	<b>0,97%</b>	0,78522	<b>3,956E-18</b>
1996-98	<b>2,22%</b>	<b>1,95%</b>	<b>1,72%</b>	<b>1,48%</b>	0,66522	<b>2,1888E-14</b>
total	4,76%	3,39%	2,10%	0,14%		

Note: les rentabilités mensuelles en excès du taux sans risque sont classées en rangs et séparées par quartiles. L'évolution au cours de la période suivante des quartiles est indiquée. Huit périodes en caractères gras ont un classement de l'année n+1 logique: le premier quartile a une meilleure rentabilité que le deuxième etc. Le coefficient de corrélation des rangs de Spearman suit une loi normale, il est en caractères gras quand il est statistiquement significatif au seuil de 5%.

Au total, les contraintes de gestion liées au PEA ne semblent pas être source de difficulté de gestion, les légères différences de rentabilité du premier quartile sont sans doute négligeables si l'imposition sur les plus-values est intégrée dans les calculs finaux de l'investisseur.

## **5 Est-il rentable d'investir dans un portefeuille collectif nouvellement créé?**

La réponse de la revue de littérature est ambiguë. Nous cherchons donc à savoir si le marché français des OPCVM a pu fournir dans le passé des opportunités d'investissement basées sur l'effet de mode.

La méthodologie employée est très légèrement différente de celle utilisée dans les paragraphes précédents. En effet, les tailles des bases ne sont pas les mêmes d'une année sur l'autre. Nous utilisons donc à nouveau le test de Kruskal Wallis comme indicateur de différence ou d'homogénéité.

TABLEAU 97

### **Performance des OPCVM créés au cours de l'exercice comparée à celle des OPCVM existant au début de l'exercice**

année	nombre de créations	différence de performance entre nouveaux et existants	test de Kruskal Wallis	CHI 2
1989	20	0,07%	0,18438	0,66764
1990	10	0,02%	0,37329	0,54122
1991	26	-0,11%	2,71197	0,09960
1992	38	0,08%	1,26242	0,26119
1993	40	-0,04%	0,07967	0,77775
1994	19	0,27%	1,00430	0,31627
1995	24	-0,02%	0,26813	0,60459
1996	32	0,18%	2,43132	0,11893
1997	54	0,52%	11,13742	<b>0,00085</b>
1998	74	0,13%	1,93226	0,16451
1999	123	1,16%	14,08018	<b>0,00018</b>

Note: la différence de performance est indiquée en moyenne mensuelle. Les valeurs du CHI 2 en gras sont significatives au seuil de 5%

En regardant les résultats du tableau 97, deux années apparaissent intéressantes car elles offrent un écart de performance significatif avec les OPCVM existants: il s'agit de 1997 et 1999. Un bémol toutefois provient du nombre de portefeuilles dans lesquels il faut investir pour trouver cette moyenne attractive. Cela étant, il semble que les frais d'entrée et de sortie soient largement couverts, c'est une note positive.

Malheureusement pour l'investisseur, non seulement le constat n'est pas significatif pour les dix autres années passées sous revue, mais encore, il existe trois millésimes à éviter. Enfin l'écart de rentabilité des trois dernières années est dû à la création de nombreux portefeuilles de petites capitalisations sur le Nouveau Marché. Il convient de savoir si ce phénomène peut perdurer. De plus, la méconnaissance des volumes de souscriptions ne permet pas de creuser notre investigation qui intégrerait non seulement la performance mais aussi les volumes.

Au total, l'effet de mode ne peut être conseillé à un investisseur comme moyen de sur performer les OPCVM existants.

## **Conclusion**

La persistance de performance des OPCVM actions françaises existe, bien plus, sur un pas triennal, il est possible d'arbitrer de manière profitable les portefeuilles du dernier quartile avec ceux du premier. Le nombre de rotations est assez faible de telle sorte que l'incidence des frais est sans doute très largement compensée par l'écart de rentabilité.

Reste la fiscalité. Ce dernier chapitre montre qu'il existe une légère différence de rémunération entre les portefeuilles du premier quartile hors PEA et ceux qui entrent dans le cadre fiscal. Si bien que l'investisseur qui peut profiter du PEA n'a pas intérêt à investir en dehors de ce cadre, la question doit être traitée individuellement au-delà du plafond.

Enfin, la création de nouveaux OPCVM n'offre pas à l'investisseur un écart de rentabilité tel qu'il ait intérêt à arbitrer ses anciennes positions pour souscrire parts ou actions des nouveaux supports.

## Conclusion de la troisième partie

Après avoir posé les hypothèses de notre recherche, nous nous sommes placés dans la perspective de présentation des résultats souhaitée par l'AIMR. Nous avons ensuite rappelé les contraintes de gestion propres à la France et évoqué les indices que nous retenons comme *benchmarks*.

Viennent ensuite les aspects statistiques de la distribution des rentabilités: les tests de normalité ne sont pas suffisamment nets pour que la loi normale voire log-normale soit acceptée d'emblée comme suffisante pour valider les mesures. Nous constatons qu'il n'existe pas d'auto-corrélation des résidus grâce au test de Durbin Watson. Cela étant, les séries temporelles sont souvent hétéroscédastiques. Nous indiquons qu'au traitement prévu par White nous préférons recourir aux moindres carrés généralisés. Cela étant, nous montrons que lorsque le marché est calme au moyen du filtre d'Hodrick Prescott, la distribution des rentabilités mensuelles suit une loi log-normale.

La performance des OPCVM est mesurée tout d'abord à l'aune du taux sans risque. Les années 1990, 1992 et 1994 sont mauvaises puisque la quasi-totalité des OPCVM dégage une performance inférieure à ce taux. Le constat triennal n'est nettement favorable aux actions qu'après 1994.

Le deuxième constat effectué à partir des indices de référence montre que les petites capitalisations ont une meilleure performance d'ensemble alors que les portefeuilles dont la gestion est consacrée aux valeurs aurifères et aux métaux précieux dégagent sur la période d'observation les résultats les plus mauvais.

Il existe peu de différence de gestion entre SICAV et FCP, l'effet taille ne joue pas en faveur des portefeuilles de petite taille qui seraient selon notre hypothèse plus réactifs que les portefeuilles de grande taille.

De même, il n'y a pas de différence de gestion suivant que le gérant agit dans ou en dehors du cadre du PEA.

Les mesures effectuées ensuite, qu'il s'agisse du risque spécifique, du risque systématique et des ratios de *market timing*, donnent des résultats analogues à ceux que nous avons exposés dans la revue de littérature. Il y a quelques rentabilités "anormales" significatives, le risque systématique est rarement

supérieur à 1 tout en étant statistiquement significatif. L'utilisation du ratio de Sharpe, celle de Treynor et Mazuy, d'Henrikson et Merton, de Bhattacharya et Pflleiderer ne donne pas l'occasion de mettre en valeur l'existence d'un phénomène de *market timing* confirmant ainsi l'absence d'anticipation des mouvements de marché constatée par les valeurs de risque systématique.

Reste la persistance de performance qui existe pour peu que l'investisseur n'arbitre pas les lignes "perdantes" chaque année mais attende un pas triennal. Dans ce cas, nous constatons qu'une stratégie d'investissement basée sur les portefeuilles du meilleur quartile est profitable; l'utilisation des performances moyennes est le moyen le plus robuste pour obtenir ce surplus. Nous confirmons à cette occasion le peu de différence existant entre les portefeuilles PEA et hors PEA. L'investisseur a donc intérêt à entrer dans le cadre fiscal.

Quant à la souscription dans un nouveau portefeuille, il s'agit sans doute d'un effet de mode car il n'y a pas de persistance de performance la deuxième année.

## Conclusion et perspectives

Un article paru sur le site Internet de CBS le 09 Avril 2001 annonce que 225 *mutual funds* ont arrêté leur activité en 2000 en raison notamment de la baisse des Petites Capitalisations cotées sur le NASDAQ. Le début de la baisse date d'Avril 2000 et le hasard veut que notre étude se soit arrêtée à fin Mars soit au plus haut des indices.

Ainsi, la connaissance du biais du survivant et une revue des performances comprenant l'année 2001 modifiera sans conteste les principales conclusions que nous résumons ci-dessous.

### **1 L'apport méthodologique**

La première et la deuxième partie de notre étude consacrées à la description des instruments de mesure de la performance nous ont permis de constater que les méthodes ont été décrites dans les années soixante et soixante-dix. Les critiques formulées à la suite à propos des mesures basées sur le MEDAF ne sont pas telles qu'elles remettent en cause la théorie, d'autant qu'il n'existe pas à notre connaissance de substitut théorique de remplacement.

Nous regrettons une nouvelle fois de ne pas avoir pu collecter avec précision les volumes de souscription, de rachat de parts et d'actions. Cette connaissance aurait permis de donner une autre dimension à notre méthodologie et à nos résultats en utilisant une méthode de cointégration entre les volumes et les performances.

Nous avons limité notre méthodologie aux possibilités offertes par les données collectées. Nos principales observations sont les suivantes:

## **2 Les principaux résultats**

### 2-1 La performance globale

- l'étude des performances moyennes condamne le style des mines d'or et métaux précieux à l'aune du taux sans risque alors que les autres styles de gestion justifient la gestion active sur une longue période en rémunérant le risque pris
- les gérants battent difficilement le marché dans les périodes de fortes fluctuations des cours. Le style des petites capitalisations donne les meilleurs résultats sur l'ensemble de la période.
- la taille des portefeuilles n'est pas un critère de performance déterminant.
- la contrainte de gestion née de l'avantage fiscal procuré par le PEA ne constitue pas un obstacle à la performance.

### 2-2 Les mesures classiques

- L'alpha de Jensen permet de souligner la bonne performance du style consacré aux petites capitalisations par rapport aux autres styles. La fiscalité est un frein à la performance "anormale" pour ce style de gestion. Ce frein ne se retrouve pas dans les autres styles de gestion. La taille du portefeuille n'est pas déterminante de la performance.
- Le risque systématique nous amène à considérer que la gestion collective française n'est pas différente de celle que nous avons vue dans le reste du monde au travers de la revue de littérature: elle est conservatrice; les gérants semblent indifférents à l'anticipation des mouvements du marché. Le style des petites capitalisations exhibe un coefficient bêta plus agressif sans doute parce que de nombreux portefeuilles ont vu le jour en fin de période d'observation marquée par une forte hausse du marché.
- Le ratio de Sharpe incite les investisseurs soucieux de limiter les risques par rapport à l'indice de référence à limiter leur choix aux deux styles de gestion:



généraliste et petites capitalisations qui obtiennent le meilleur classement sur l'ensemble de la période observée. Ce ratio incite également l'investisseur à entrer dans le cadre fiscal du PEA qui est plus rémunérateur dans les périodes de hausse du marché. Comme l'inverse est également vrai, ce dernier devra faire face à des performances plus nettement en retrait comparativement à une gestion hors PEA si une phase de baisse prolongée du marché vient à survenir.

### 2-3 Les mesures de *market timing*

Quelle que soit la méthode employée, nous n'avons pas détecté d'habileté d'anticipation (Treyner et Mazuy), de réponse à l'information de qualité (Henrikson et Merton) et d'agressivité dans la réponse du gérant à l'information reçue (Bhattacharya et Pfleiderer). Pour décevant qu'il soit, ce constat confirme l'attitude conservatrice de la gestion collective française.

### 2-4 La persistance de la performance

Après avoir observé que le classement des gagnants/perdants avec la seule médiane comme juge, nous menons notre investigation sur la stabilité du classement des quartiles au travers de périodes successives en envisageant les durées d'un an et de trois ans. Nous étudions également la stabilité des performances durant les périodes de hausse et de baisse du marché.

Nous ne trouvons pas de persistance de performance de manière systématique à partir d'un pas annuel, de même, les phases de hausse et de baisse de marché ne peuvent être mises à profit ne fût ce qu'en raison de la médiocre anticipation des mouvements de marché par les gérants eux-mêmes.

Le pas d'observation triennal apporte une réponse positive nette au phénomène de persistance de performance si bien que l'arbitrage en faveur des portefeuilles du premier quartile est rémunérateur. De plus, le cadre fiscal du PEA ne vient pas obérer significativement la performance de telle sorte que l'investisseur qui peut profiter du cadre fiscal ne doit pas s'en priver.

Enfin, l'investissement dans les portefeuilles nouvellement créés peut parfois s'avérer être une bonne affaire puisque deux constats significatifs vont dans ce

sens. Mais les dix autres constats sont statistiquement non significatifs et parfois négatifs.

### **3 Les perspectives**

La connaissance de la composition des portefeuilles au fil du temps ouvre une première perspective dans la connaissance des déterminants de la performance.

Certains établissements financiers des Etats-Unis commencent à ouvrir leurs portes aux chercheurs en leur confiant l'étude du portefeuille de plusieurs milliers de clients (cf. les travaux de Odean cités ci-dessus). La connaissance des dates exactes des flux par ailleurs souhaitée par l'AIMR permettra de creuser la remarque de Sharpe (1992) qui rappelle que c'est l'investisseur final qui choisit le moment de son action d'achat et de vente de même que son véhicule de placement. Nous avons vu que celui-ci ne dispose d'aucun indicateur pour choisir ce moment avec pertinence; les promoteurs n'hésitent pas d'ailleurs à proposer des formules d'abondement systématique à intervalle régulier dans le but avoué de gommer les phases de baisse et inavoué de fidéliser le client.

Nous pourrions apporter un éclairage nouveau à la mesure de performance en cas d'apport et de retrait de fonds. C'est une deuxième perspective.

Au-delà, la connaissance des frais d'entrée et de sortie, celle des frais de gestion, leur quantification dans le temps ouvriront à la recherche le champ de la rentabilité d'un client. Nous ne doutons pas que ces mesures existent dans les établissements financiers. C'est une troisième perspective.

Le mixage de la mesure de performance complétée par les flux permettra sans doute de détailler précisément la part de la performance revenant au client de celle qui revient réellement au gérant. Nous avons détaillé le cadre théorique proposé par Fama dans la revue de littérature; il reste à le mettre en œuvre.

## Bibliographie

Admati A et Ross S : Measuring Investment Performance in a Rational Expectations Equilibrium Model, *Journal of Business*, vol. 58 (1985) p 1-26

Admati A, Battacharya S, Pfleiderer P et Ross S : On Timing and Selectivity, *Journal of Finance*, vol. 41 n°3 (July 1986) p715-732

Admati A et Pfleiderer P : A Theory of Intraday Trading Patterns, *Research paper 927* (January 1987)

Admati A et Pfleiderer P : Does it All Add Up ? Benchmarks and the Compensation of Active Portfolio Managers, *Journal of Business*, vol 70 n°3(1997) p 323-350

Aftalion F: les rentabilités des actifs financiers, *Banque et Marchés*, (mai-juin 2000) p 57-61

Aftalion F: les performances de OPCVM actions françaises, *Banque et Marchés*, n°52 (mai-juin 2001) p 6-16

Aftalion F et Poncet P : les mesures de performance des OPCVM : problèmes et solutions, *Revue Banque* n°517 (juin 1991) p 582-588

Aftalion F et Viallet C : *Théorie du portefeuille*, Presses Universitaires de France, Paris (1977) 170 pages

Albrecht T : The Mean-Variance Framework and Long Horizons, *Financial Analysts Journal*, (July August 1998) p 44-49

Alexander G : Benson G Eger C : Timing Decisions and the Behavior of Mutual Fund Systematic Risk, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 17 (1982) p 579-602

Alexander G et Francis J : *Portfolio Analysis* (1986) New Jersey, Prentice Hall

Allen F et Karjalainen R : Using genetic algorithms to find technical trading rules, *Journal of Financial Economics* 51 (1999) p245 à 271

Altman M, Jacquillat B et Levasseur M : La rentabilité et le risque des secteurs industriels à la bourse de Paris 1962-1971, *Analyse financière* 13 (2<sup>ème</sup> trimestre 1973)

Altman M, Jacquillat B et Levasseur M : La stabilité des coefficients bêtas, *Analyse financière* n°16 (1er trimestre 1974)

Altman M, Jacquillat B et Levasseur M : Comparative market model analysis : France and the United States, *Journal of Finance* (dec 1974)

Ambachtsheer K, Capelle R et Scheibelhut T : Improving Pension Fund Performance, *Financial Analysts Journal*, vol. 54 n°6 (November December 1998) p 15-21

Amir E et Benartzi S : The Expected Rate of Return on Pension Funds and Asset Allocation as Predictors of Portfolio Performance, *the Accounting Review*, vol. 73 n°3 (July 1998) p 335-352

Arshanapalli B : Multifactor Asset Pricing Analysis of International Value Investment Strategies, *Journal of Portfolio Management* vol. 24 n°4 (Summer 1998) p 11-23

Arteaga K, Ciccotello C et Grant C : New Equity Funds : Marketing and Performance, *Financial Analysts Journal*, vol. 54 n°6 (November December 1998) p 43-49

Artis M et Zhang W : International Business Cycles and the ERM: is there a European Business Cycle? *Centre for Economic Policy Research*, Discussion paper n°1191 (August 1995) 32 pages

Ashton D : A Problem in the Detection of Superior Investment Performance, *Journal of Business, Finance and Accounting*, vol. 17 n°3 (Summer 1990) p337-350

Asness C, Friedman J, Krail R et Liew J: Style Timing: Value versus Growth, is value dead? *The Journal of Portfolio Management* (spring 2000) p 50-60

Axelrod R : *Structure of decision : the cognitive maps of political elites*. Princeton University Press, 1976, Princeton NJ

Bajeux-Besnainou I et Portait R : Dynamic Asset Allocation in a Mean-Variance Framework, *Working paper ESSEC* (1995)

Bakshi GS et Chen Z : Baby Boom, Population Aging, and Capital Markets, *Journal of Business*, 1994, vol. 67 n°2 pages 165 à 202

Ball R et Brown P : An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers, *Journal of Accounting Research* (Fall 1968)

Ball R et Brown P : Portfolio Theory and Accounting, *Journal of Accounting Research* (autumn 1969)

Ball R et Kothari S : Nonstationary expected returns. Implications for tests of market efficiency and serial correlation in returns, *Journal of Financial Economics* n°25 (1989) p 51-74

Banz R : The Relation Between Return and Market Value of Common Stocks, *Journal of Financial Economics* n°9 (1981) p3-18

Barberis N, Shleifer A et Vishny R : A model of investor sentiment, *Journal of Financial Economics* n°49 (1998) p 307-343

Basu S : The Relationship Between Earnings Yield, Market Value and Return for NYSE Common Stocks : Further Evidence, *Journal of Financial Economics* n°12 (1983) p 129-156

Batteau P et Lasgouttes V : Modèles multifacteurs des rentabilités boursières, *Encyclopédie des Marchés Financiers Economica* (1997)

Bauman S et Miller R : Can Managed Portfolio Performance be Predicted ?, *Journal of Portfolio Management* (summer 1994) p 31-39

Beaver W : *The Information Content of Annual Earnings Announcements*, *Journal of Accounting Research* (supplément 1968)

Beaver W, Kettler P et Scholes M : The Association Between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures, *Accounting Review* (October 1970)

Becker C, Ferson W, Myers D et Schill M : Conditional market timing benchmark Investors, *Journal of Financial Economics* n°52 (1999) p 119-148

Bergeruc L : *La mesure de la persistance de la performance des OPCVM actions françaises*, Thèse de doctorat en sciences de gestion, Université de Bordeaux IV (1999) 423 pages

Bernstein P : Where, Oh Where Are the .400 Hitters of Yesteryear ?, *Financial Analysts Journal*, vol. 54 n°6 (November December 1998) p 6-14

Bers M et Madura J : The Performance Persistence of Closed-End Funds, *The Financial Review* n°35 (2000) p 33-52

Bhattacharya S et Pfleiderer P : A Note on Performance Evaluation. *Technical Report 714* Graduate School of Business, Stanford University, (October 1983)

Bisière C et Kamionka T : Timing of orders, orders aggressiveness and the order book at the Paris Bourse, document de travail, Université de Toulouse, (January 1998)

- Black F: Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing, *Journal of Business* (1972) p444-455
- Black F et Scholes M : The Pricing of Options and Corporate Liabilities, *Journal of Political Economy*, vol. 81 n°3 (May/June 1973) p 637-659
- Blake C, Elton E et Gruber M : The Performance of Bond Mutual Funds, *Journal of Business* vol. 66 n°3 (July 1993) p 371-403
- Blume M : On the Assessment of Risk, *Journal of Finance* n°26 (March 1971) p 1-10
- Blume M : Betas and Their Regression Tendencies, *Journal of Finance* (June 1975)
- Bogle JC : Selecting Equity Mutual Funds *Journal of Portfolio Management* (winter 1992) p 94-100
- Bollerslev T: Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, vol. 31 (1986) p 307-327
- Bollerslev T, Chou R et Kroner K : ARCH modeling in finance. A review of the theory and empirical evidence. *Journal of Econometrics*, 52 (1992) p 5-59
- Bollerslev T et Mikkelsen H : Modeling and Pricing long Memory in Stock Market Volatility, *Journal of Econometrics*, vol. 73 (1996) p 151-184
- Bourguignon F et de Jong M: "Value" contre "Growth": la distinction a-t-elle du sens? *Banque et Marchés* n°51 (mars avril 2001) p 6-19
- Box G et Jenkins G: *Time series analysis, Forecasting and Control*, San Francisco, Holden day (1970)
- Bowen J : Using Neural nets to predict Several Sequential and Subsequent Future values from Time Series Data *IEEE Computer Society Press* N° 2240 1991 p 30-34
- Breeden D : Consumption, Production, Inflation and Interest rates : A Synthesis, *Journal of Financial Economics*, vol. 16 (1986) p3-39
- Brandt M : Estimating Portfolio and Consumption Choice : A Conditional Euler Equations Approach, *Journal of Finance* vol. 54 n°5 (October 1999) p 1609-1645
- Breeden D, Gibbons M et Litzenberger : Empirical Tests of the Consumption-Oriented CAPM, *Working paper*, (1986) Stanford University
- Brinson G, Singer B et Beebower L : Determinants of Portfolio Performance II : An Update, *Financial Analysts Journal* (May June 1991) p40-48

Broquet C, Cobbaut R, Gillet R et Van den Berg A : *Gestion de portefeuille*, De Boeck université, Bruxelles, 1997

Brown S, Warner J : Measuring Security Price performance *Journal of Financial Economics* n°8 (1980) p 205-258

Brown S, Goetzman W, Ibbotson R et Ross S : Survivorship Bias in Performance Studies, *The Review of Financial Studies* vol. 5 n°4 (1992) p553-583

Brown S, Goetzmann W : Performance Persistence, *Journal of Finance* vol. 50 (1995) p679-698

Bruneau C, Duval-Kieffer Ch et Nicolai JP : Changements structurels de la prime de risque et évaluation des marchés d'actions, *Economie et Prévision*, n°140-141 (1999) 4-5 p 63-75

Buetow G, Johnson R et Runkle D : The Inconsistency of Return-Based Style Analysis, *The Journal of Portfolio Management*, (Spring 2000) p 61-78

Busse J : Volatility Timing in Mutual Funds ; Evidence from Daily Returns, *The Review of Financial Studies* vol 12 n°5 (Winter 1999) p 1009-1041

Carhart M : On Persistence in Mutual Fund Performance, *Journal of Finance* vol. 52 n°1 (March 1997) p57-82

Carnel C et Sassenou N : *Construction de Benchmark et performance de SICAV : une étude de cas* Document interne Caisse des Dépôts et Consignations n° 1997-01/F1 Janvier 1997

Chan L et Lakonishok J : Are the Reports of Beta's Death Premature ? *Journal of Portfolio Management* vol. 19 (1993) p 51-62

Chan L, Karceski J et Lakonishok J : The risk and return from factors *Journal of Financial and quantitative Analysis* Vol. 33 n°2 (Juin 1998) pages 159 à 188

Chan L, Karceski J et Lakonishok J : On Portfolio Optimization : Forecasting Covariances and Choosing the Risk Model, *Review of Financial Studies*, vol. 12 (Winter 1999) p 937-974

Chang E et Lewellen W : Market Timing and Mutual Fund Investment Performance, *Journal of Business*, vol. 56 (1984) p 57-72

Charest G: Rendement, risque et portefeuilles, *Encyclopédie des marchés financiers*, Paris, Economica (1997) p 1608-1660

Charreaux G : Critères de préféralité et sélection de portefeuilles : une confrontation empirique, *Finance* vol 5 1984

Chen C, Roll R et Ross S : Economic Forces and the Stock Market ; Testing the APT and alternatives Asset Pricing Theories, *Journal of Business* vol. 59 n°3 (1986) p 383-404

Chen C et Stockum S : Selectivity, Market Timing and Random Behavior of Mutual Funds, A Generalized Model, *Journal of Financial Research* (Spring 1986) p 15-30

Chen C, Lee C, Rahman S et Chan A : A Cross-sectional Analysis of Mutual Funds Market timing and Security Selection Skill, *Journal of business finance & accounting* N° 19 (5) (September 1992) p 659-675

Chen N, Copeland T et Mayers D : A Comparison of Single and Multifactor Portfolio Performance Methodologies *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 22 n°4 (December 1987) p 401-417

Cheng A : The UK stock market and economic factors : a new approach *Journal of business finance & accounting* N° 22 (January 1995) p 129 - 142

Chevalier J et Ellison G : Are some mutual fund manager better than others ? Cross sectional patterns in Behavior and performance, *Journal of Finance* vol. 54 (1999) p 875-899

Chopra N, Lakonishok J et Ritter R : Measuring Abnormal Performance : Do Stocks Overreact ? *Journal of Financial Economics* vol. 31 (1992) p 235-268

Chordia T : The structure of mutual fund charges *Journal of Financial Economics* 41 (1996) p 3-39

Christodoulakis N, Dimelis S et Kollintzas T : Comparisons of Business Cycles in the EC : Idiosyncrasies and Regularities, *Economica* vol. 62 (February 1995) p 1-27

Christopherson J, Ferson W et Glassman D : Conditioning Manager Alphas on Economic Information : Another Look at the Persistence of Performance, *The Review of Financial Studies* vol. 11 n°1 (Spring 1998) p 111-142

Christopherson J, Ferson W et Turner A : Performance evaluation Using Conditional Alphas and Betas, *The Journal of Portfolio Management*, (Fall 1999) p 59-72

Cobbaut R : *Théorie financière* 3<sup>ème</sup> édition, Paris, Economica (1994)

Coggin D et Hunter J : A Meta Analysis of Pricing Risks Factors in APT, *Journal of Portfolio Management* (Fall 1987) p 35-38



Coggin T Fabozzi F et Rahman S : The Investment Performance of U.S. Equity Pension Fund Managers : An Empirical Investigation *Journal of Finance* vol. 48 n°3 (July 1993) p1039-1055

Connor G et Korajczyk R: Performance Measurement with the Arbitrage Pricing Theory: a New Framework of Analysis, *Journal of Financial Economics* 15 (March 1986) p 374-394

Connor G et Korajczyk R : The Attributes, Behavior and Performance of U.S. Mutual Funds (June 1987) Working paper n°39

Connor G et Korajczyk R : Risk and Return in an Equilibrium APT : Application of a New Test Methodology, *Journal of Financial Economics* 21 (1988) p 255-289

Connor G et Korajczyk R : The Attributes, Behavior and Performance of U.S. Mutual Funds, *Review of Quantitative Finance and Accounting* (1991) p 5-26

Copeland T et Myers D : The *Value line* enigma (1965-1978) : A case study of performance evaluation issues, *Journal of Financial Economics* 10 (1982) p 289-321

Cornell B : Asymmetric Information and Portfolio Performance Measurement, *Journal of Financial Economics*, vol 7 (1979) p381-390

Cossette P et Lapointe A : A Mapping Approach to Conceptual Models : the Case of Macroeconomic Theory *Canadian Journal of Administrative Sciences* 14(1) ASAC (1997) p 41-51

Cox J, Ingersoll J et Ross S : An Intertemporal general Equilibrium Model of Asset Prices, *Econometrica* vol. 53 (1985) p 363-384

Cramer H: *Mathematical Methods of Statistics*, Princeton University Press (1957)

Crettez B et Etnier J : Les effets d'un risque démographique sur l'épargne, *Recherches économiques de Louvain* 64(3) (1998) p269-291

Cumby R et Modest D : Testing for Market Timing Ability, *Journal of Financial Economics*, vol 19 (1987) p169-189

Cumby R et Glen J: Evaluating the Performance of International Mutual Funds, *Journal of Finance*, vol 45 (1990) p 497-522

Cutler D, Poterba J et Summers L : What Moves Stock Prices ?, *Journal of Portfolio management* vol. 43 (1989) p 4-11

Dahlquist M, Engström S et Söderlind P : Performance and Characteristics of Swedish Mutual Funds, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 35 n°3 (September 2000) p 409-423

Daniel K, Hirshleifer D et Subrahmanyam A : Investor Psychology and Security Market Under- and Overreactions *Journal of Finance* vol. XIII n°6 December 1998 pages 1839 à 1885

Daniel K et Titman S : Characteristics or Covariances *Journal of Portfolio management* vol. 24 n°4 (Summer 1998) p 24-33

Daniel K, Grinblatt M, Titman S et Wermers R : Measuring Mutual Fund Performance with Characteristic Based Benchmarks, *Journal of Finance* vol. 52 n°3 (July 1997) p 1035-1058

De Bondt W et Thaler R : Does the Stock Market Overreact ?, *Journal of Finance* vol. 40 (1985) p 793-805

De Bondt W et Thaler R : Further evidence in investor overreaction and stock market seasonality, *Journal of Finance* vol. 42 (1987) p 557-581

Dimson E : Risk Measurement when Shares are Subject To Infrequent Trading, *Journal of Financial Economics* (July 1979)

Dowd K : *Too Big to Fail : Long-Term Capital Management and the Federal Reserve*, Cato Briefing Paper, (September 1999) Cato Institute, Washington

Doz C, Rabault G et Sobczak N : Décomposition tendance cycle : estimations par des méthodes statistiques univariées, *Economie et Prévision* n°120 (1995-4) p 73-89

Droms W et Walker D: Investment performance of international mutual funds, *Journal of financial Research*, vol.17 (Spring 1994) p1-14

Dumas B et Allaz B : *Les titres financiers, Equilibre du Marché et Méthodes d'Evaluation* PUF Finance Paris (1995) 341 pages

Dunn PC et Theisen RD : How Consistently do Active Managers Win ? *Journal of Portfolio Management* (summer 1983) p47-50

Dybvig P et Ingersoll J : Mean-Variance Theory in Complete Markets, *Journal of Business* vol. 55 n°2 1982 p 233-252

Dybvig P et Ross S : The Analytics of Performance Measurement using a Security market line *Journal of finance* vol. 40 n°2 ( June 1985) p 401 à 416

Dybvig P et Ross S : Differential Information and Performance Measurement using a Security market line *Journal of finance* vol. 40 n°2 (June 1985) p 383 à 399

Dybvig P, Farnsworth H et Carpenter J : Portfolio Performance and Agency, Working paper, Washington University (December 1999) 32 p disponible sur Internet

Dybvig P : Using Asset Allocation to Protect Spending, *Financial Analysts Journal*, (January February 1999) p 49-62

Elton E, Gruber M : Portfolio analysis with non normal multi index return generating process. *Review of Quantitative Finance and Accounting* vol. 2 (March 1992) p 5-17

Elton E, Gruber M, Das S, et Hlavka M : Efficiency with Costly Information : A Reinterpretation of Evidence from Management Portfolios, *Review of Financial Studies* vol. 6 n°1 (1993) p1-23

Elton E et Gruber J: The Performance of Bond Mutual Funds, *The Journal of Business* vol. 66 n°3 (1993) p 371-404

Elton E, Gruber M et Blake C : Survivorship Bias and Mutual Fund Performance, *The Review of Financial Studies* vol. 9 (1996) p 1097-1120

Elton E, Gruber M et Blake C : The Persistence of Risk Adjusted Mutual Fund Performance : *The Journal of Business* vol. 69 n°2 (April 1996) p 133-157

Engle RF : Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica* vole 50 (1982) p 987-1007

Ernewein A : Supplément technique *Analyse Financière* n°120 (septembre 1999)

Fabozzi F et Francis J : Beta as a Random Coefficient, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* n°13 (1978) p 101-116

Fabozzi F et Francis J : Mutual Fund Systematic Risk for Bull. and Bear Markets : An Empirical Examination, *Journal of Finance* vol. 34 n°5 (December 1979) p 1243-1250

Fabozzi F Francis J et Lee C : Specification Error, Random Coefficient and the Risk Return Relationship, *Quarterly Review of Economics and Business* vol. 22 n°1 (Spring 1982) p23-31

Fama E : The Behaviour of Stock Market Prices, *Journal of Business*, v38(1) (1965) p 34-105.

Fama E : Efficient Capital Markets : A Review of Theory and Empirical Work, *Journal of Finance* vol. 25 n°2 (1970) p383-417

- Fama E et Roll R : Parameters Estimates for Symmetric Stables Distributions, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 66 (1971) p 331-338
- Fama E : Components of Investment Performance, *Journal of Finance* vol. 17 (June 1972) n°3 p551-567
- Fama E et MacBeth J : Risk, Return and Equilibrium : Empirical Tests, *Journal of Political Economy* (May June 1973) p607-636
- Fama E et French K : Dividend yields and expected stocks returns, *Journal of Financial Economics* vol. 22 (1988a) p 3-25
- Fama E et French K : Permanent and temporary components of stock prices, *Journal of Political Economy* vol. 96 (1988b) p 246-273
- Fama E et French K : Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics* vol. 25 (1989) p 23-49
- Fama E : Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity, *Journal of Finance* vol. 55 n°4 (1990) p 1089-1108
- Fama E : Efficient Capital Markets II, *Journal of Finance* vol. 66 (1991) p 1575-1613
- Fama E et French K : The Cross-Section of Expected Stock Returns, *Journal of Finance* vol. 47 (1992) p 427-465
- Fama E et French K : Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics* vol. 33 (1993) p 3-56
- Fama E et French K : Multifactor Explanation of Asset Pricing Anomalies, *Journal of Finance*, vol. 51 n°1 (January 1996)
- Fama E : Discounting under Uncertainty, *Journal of Business* vol. 69 n° 4 (1996) p 415-428
- Ferson W et Campbell H : The variation of economic risk premiums, *Journal of Political Economy* vol. 99 (1991) p 285-415
- Ferson W et Schadt R : Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions, *Journal of Finance*, vol. 51 n°2 (June 1996) p 425-461
- Fisher L et Lorie JH : Rates of Return on Investments in Common Stocks, *Journal of Business* (January 1964)
- Fisher K et Statman M : Investment Advice from Mutual Fund Companies, *Journal of Portfolio Management*, (Fall 1997) p9-25

Fletcher J : An examination of the Selectivity and Market Timing Performance of UK Unit Trusts *Journal of business finance & accounting* N° 22 (January 1995) pages 143 -160

Folens J : effets d'annonce de données macro-économiques sur les indices CAC 40 et SBF 120, *mémoire de DEA* Université de Lille 1 (1998) 97p

Francis J et Archer S: *Portfolio analysis*, Englewood Cliffs, New Jersey, (1979) Prentice Hall, 2<sup>nd</sup> ed.

Francis J et Fabozzi F : The Effects of Changing Macroeconomic conditions on the Parameters of the single index market model *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 14 (1979) p 351-360

French K, Schwert G et Stambaugh R : Expected Stock Returns and Volatility, *Journal of Financial Economics*, n°19 (1987) p 3-29

Friend I et Blume M : Measurement of Portfolio Performance Under Uncertainty, *American Economic Review*, (September 1970) p 561-574

Gallais-Hamonno G: La gestion de SICAV jugée par un test statistique *Journal de la société de la statistique de Paris* vol 111 n°1 (Mars 1970) p 6-22

Gallais-Hamonno G et Le Guen M : les résultats des SICAV sur longue période (1964-1991) *Banque* n°533 (1992)

Gallais-Hamonno G : *SICAV et FCP, les OPCVM en France*, PUF collection Que sais-je ? Paris (1992)

Gallais-Hamonno G et Arbulu P : *la rentabilité réelle des actifs boursiers de 1950 à 1992*, Cahiers de recherche, Institut orléanais de finance (1995)

Gallais-Hamonno G et Grandin P : Les mesures de performance, *Banque & Marchés* n° 42 (septembre octobre 1999) p 56-61

Gallo J et Lockwood L : Fund Management Changes and Equity Style Shifts, *Financial Analysts Journal*, (September October 1999) p 44-52

Gespach F : La gestion des fonds de pension américains : une analyse en termes de relations d'agence et de convention *Revue française de gestion* nov. dec 1998 p 17 à 27

Gibbons M, Ross S et Shanken J : A test of the efficiency of a given portfolio, *Econometrica*, n°57 (1989) p 1121-1152

Girerd-Potin I : *Les anomalies de rentabilité en France liées à la taille et au PER*, Thèse de doctorat, Université de Grenoble II (1991)

Glosten L et Jagannathan R : A Contingent Claim Approach to Performance Evaluation, *Journal of Empirical Finance*, vol. 1 (1994) p133-160

Goetzman W et Ibbotson R : Do Winners Repeat ? , *Journal of Portfolio Management (Winter 1994)* p9-18

Goetzmann W et Peles N : Cognitive Dissonance and Mutual Fund Investors, *The Journal of Financial Research*, vol. 20 n°2 (Summer 1997) p145-158

Goffin R: *Principes de Finance Moderne*, Economica, Paris (1998)

Goodwin T: The Information Ratio, *Financial Analysts Journal* (July/August 1998) p 35-43

Gouriéroux C, Scaillet O et Szafarz A : *Econométrie de la finance*, Paris (1997) éd Economica

Graham J : Herding Among Newsletters, Theory and Evidence, *Journal of Finance* vol. 54 n°1 (February 1999) p237-268

Grandin P : *Production d'informations privées et gestion de portefeuille*, Paris, PUF (1995)

Grandin P et Jacquillat B : *Mesure de performance des analystes : méthodologie et tests* Encyclopédie des marchés financiers art 54 Paris, Economica 1997

Grandin P : *Mesure de performance des fonds d'investissement méthodologie et résultats* Economica, Paris, (1998)

Grant D : Portfolio Performance and the Cost of Timing Decision, *Journal of Finance* vol. 32 (June 1977) p 837-846

Grar A : Etude d'événement : *Encyclopédie des marchés financiers* Economica (1997)

Green R : Benchmark Portfolio Inefficiency and Deviations from the Security Market Line, *Journal of Finance*, vol. 41 (1986) p 295-312

Griffin D et Tversky A: The weighting of evidence and the determinants of confidence, *Cognitive Psychology*, vol. 24 (1992) p 411-435

Grinblatt M et Titman S : The Relation Between Mean-Variance Efficiency and Arbitrage Pricing, *Journal of Business* vol60 n°1 (1987) p97-112

Grinblatt M et Titman S : Mutual Fund Performance : An Analysis of Quarterly Portfolio Holdings, *Journal of Business* vol. 62 (1989) p 393-416

Grinblatt M et Titman S : The Persistence of Mutual Fund Performance, *Journal of Finance*, vol. 47 n°5 (December 1992) p 1977-1984

Grinblatt M et Titman S : Performance Measurement without Benchmarks : an Examination of Mutual Fund Returns, *Journal of Business* (1993) vol. 66 n°1 p 47- 68

Grinblatt M et Titman S : A Study of Monthly Mutual Fund Returns and Performance Evaluation Techniques, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* vol. 29 n°3 (September 1994) p 419-444

Grinblatt M et Titman S et Wermers R : Momentum Investment Strategies, Portfolio Performance and Herding : A Study of Mutual Fund Behavior, *American Economic Review* (December 1995) p1088-1105

Grinold R et Kahn R : *Active Portfolio Management*, Chicago, Irwin, (1995)

Grossman S : On the Efficiency of Competitive Stock Markets where Traders Have diverse Information, *Journal of Finance* vol. 31 (1976) p573-585

Grossman S : An Introduction to the Theory of Rational Expectations Under Asymmetric Information, *Review of Economic Studies*, n°48 (1981) p541-559

Grossman S et Stiglitz J : On the Impossibility of Informationally Efficient Markets, *American Economic Review* n°70 (1980) p 393-408

Gupta F, Prajogi R et Stubbs E : The Information Ratio and Performance, *The Journal of Portfolio Management* (Fall 1999) p 33-39

Hansen L : Large sample properties of generalised method of moments estimators, *Econometrica* vol. 50 (1982) p 1029-1054

Harvey A et Jaeger A : Detrending, stylised Facts and the Business Cycle, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 8 (1993) p 231 247

Harvey C et Graham J : Market timing Ability and Volatility implied in investment Newsletters Asset allocation recommendations, *Journal of Financial Economics*, vol. 42 (1996) p 397-421

Haugen R : *Modern Investment Theory*, Englewood Cliffs, New Jersey, Prentice Hall (1990)

Healey P : The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions, *Journal of Accounting and Economics* (April 1985)

Hendricks D, Patel J et Zeckhauser R : Hot Hands in Mutual Funds : Short-Run Persistence of Relative Performance, 1974-1988, *Journal of Finance* vol. 48 n°1 (March 1993) p93-130

Henrikson R et Merton R : On Market Timing and Investment Performance : Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills, *Journal of Business* vol. 54 (October 1981) p513-533

Henrikson R : Market Timing and Mutual Fund Performance : An Empirical Investigation, *Journal of Business* vol. 57 (January 1984) p73-96

Hodrick R et Prescott E : Post-War U.S. Business Cycles : An Empirical Investigation, *Carnegie Mellon University* (1980) Working paper

Indro D, Jiang C, Hu M et Lee W : Mutual Fund Performance : Does Fund Size Matter ? *Financial Analysts Journal* (May June 1999) p 74-87

Ippolito R : *Pensions, Economics and Public Policy* (1986)  
Homewood : Dow Jones Irwin

Ippolito R : Efficiency with Costly Information : A Study of Mutual Fund Performance 1965-1984, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 104 (1989)

Ippolito R: Consumer Reactions to Measures of Poor Quality. Evidence from the Mutual Fund Industry. *Journal of Law and Economics*, vol 35 n°1 (April 1992) p 45-70

Ippolito R : On Studies of Mutual Fund Performance 1962-1991, *Financial Analysts Journal* (February 1993) p 42-50

Jackwerth J : Do we Live in Lognormal World ? *Finance Working Paper*, London Business School (1997)

Jacobs B et Levy K : Alpha Transport with Derivatives, *The Journal of Portfolio Management* (May 1999) pages 55-60

Jacquillat B : *Mesure de performance des SICAV*, Encyclopédie de gestion P Joffre et Y Simon, Economica Paris (1989)

Jacquillat B, Solnik B : *Marchés Financiers, Gestion de Portefeuille et des Risques*, Dunod 3ème éd Paris, (1997)

Jagannathan R et Korajczyk R : Assessing the Market Timing Performance of Managed Portfolios, *Journal of Business* vol59 n°2 (April 1986) p 217-235

Jain P C et Wu J S : Truth in Mutual Fund Advertising : Evidence on Future Performance and Fund Flow, *The Journal of Finance* vol. 55 n°2 (April 2000) p 937-958

Jarque C et Bera A : An Efficient Test for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals, *Economic Letters* vol. 6 (1980) p 255-259



Jarque C et Bera A : A Test for Normality of Observations and Regression Residuals, *International Statistical Review* (1987) p 163-172

Jegadeesh N et Titman S : Returns to Buying Winners and Selling Losers : Implications for Stock Market Efficiency, *The Journal of Finance* vol. 48 n°1 (March 1993) p 65-91

Jensen M : The Performance of Mutual Funds in The Period 1945-1964, *Journal of Finance*, vol. 23 (1968) p 389-416

Jensen M : Risk, The Pricing of Capital Assets and The Evaluations Investment Portfolios, *Journal of Business*, vol. 42 (1969) p 167-247

Jensen M : Optimal utilisation of market forecasts and the evaluation of investment performance, *Mathematical Methods in Investment and Finance* Amsterdam, Elsevier (1972)

Jensen M : « Capital Markets : Theory and Evidence » Bicksler JI *Capital Market Equilibrium and Efficiency*, Lexington (1977) p 111-164

Jobson J et Korkie B : Performance Hypothesis Testing with the Sharpe and Treynor Measures, *The Journal of Finance*, vol. 36 n°4 (September 1981)

Kahneman D et Riepe M : Aspects of Investor Psychology *The Journal of Portfolio Management* (Summer 1998) pages 52 à 65

Kahneman D et Tversky A: Prospect Theory, An analysis of decision under risk, *Econometrica* vol.47 (1979) p263-291

Kandel S et Stambaugh R: Modeling expected stock returns for long and short horizons, *Working paper*, Wharton School of the University of Pennsylvania (1988)

Kao D et Shumaker D : Equity Style Timing, *Financial Analysts Journal*, (January/February 1999) p 37-48

Keim D et Madhavan A : Transactions Costs and Investment style : an Inter-exchange Analysis of Institutional Equity Trades, *Journal of Financial Economics* 46 (1997) pages 265 à 292

Keim D : An Analysis of Mutual Fund Design : The Case of Investing in Small Caps Stocks, *Journal of Financial Economics* 51 (1999) pages 173 à 194

Khorana A et Servaes H : The Determinants of Mutual Fund Starts, *The Review of Financial Studies* vol. 12 n°5 (Winter 1999) p1043-1074

Koh F, Phoon K et Tan C : Market Timing Abilities of Fund Manager : Parametric and Non-parametric Tests, *Journal of Business Finance and Accounting*, 20(2) (January 1993) p155-166

Kon S et Jen F : The Investment Performance of Mutual Funds : an Empirical Investigation of Timing Selectivity and Market Efficiency, *Journal of Business* n°52 (1979) p263-289

Kon S : The Market Timing Performance of Mutual Fund Managers, *Journal of Business* n°56 (July 1983) p 323-347

Kothari S, Shanken J et Sloan R : Another Look at the Cross-section of empirical returns, *Journal of Finance* n°50 (1995) p 185-224

Kuberek R : Using Style Factors to Differentiate Equity Performance over short Horizon, *Journal of Portfolio Management* (Spring 1998) p 33-40

Lakonishok J, Shleifer A et Vishny R : Contrarian investment, extrapolation and risk, *Journal of Finance* n°49 (1994) p1541-1578

Lakonishok J, Shleifer A ? Thaler R et Vishny R : Window Dressing By Pension Fund Managers, *Behavioral Finance*, vol. 81 n°2 (May 1991) p227-231

Lamm-Tennant J et Starks L : Stock versus Mutual Ownership Structures : The Risk Implications, *Journal of Business* vol. 66 n°1 (1993) p 29-46

Lee C et Jen F : Effects of Measurement Errors on systematic risk and performance measure of a portfolio, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 13 (1978) p299-312

Lee C et Rahman S : Market Timing, Selectivity, and Mutual Fund Performance : An Empirical Investigation, *Journal of Business* vol. 63 n°2 (1990) p 261-278

Lee C et Rahman S : Review, Integration and critique of mutual fund performance studies during 1965-1991, *Advances in Financial Planning and Forecasting*, vol. 5 (1994) p 103-128

Lefébure R, Venturi G : *Le Data Mining*, Eyrolles Paris 1998

Lehman B et Modest D : Mutual Fund Performance Evaluation : A Comparison of Benchmarks and Benchmark Comparisons, *Journal of Finance* n°42 (June 1987) p 233-265

Leland H : Beyond Mean-Variance/ Performance Measurement in a Nonsymmetrical World, *Financial Analysts Journal*, January/February 1999 p 27-36

Lhabitant F : On Swiss timing and Selectivity : in the quest of alpha, *Working paper* (October 1999)

Lioui A: *Quatre essais sur la théorie de la délégation de la gestion de portefeuille*, Thèse de doctorat en sciences de gestion, Université de Paris 1 Panthéon Sorbonne (Novembre 1994) 107 pages

Livingston M et O'Neal E : The Cost of mutual fund distribution fees, *The Journal of Financial Research*, vol. 21 n°2 (summer 1998) p 205-218

Ljung G et Box G: On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models, *Biometrika*, vol 65 n°2 (1978) p 297-303

Lobosco A : Style/Risk-Adjusted Performance : taking investment style into consideration, *The Journal of Portfolio Management* (Spring 1999) p 65-68

Loughran T et Ritter J : Uniformly least powerful tests of market efficiency, *Journal of Financial Economics* 55 (2000) p 361-389

Lunde A, Timmermann A et Blake D : The hazards of mutual fund underperformance : A Cox regression analysis, *Journal of empirical Finance*, vol. 6 (1999) p121-152

Mac Donald J : Objectives and Performance of Mutual Funds : 1960-1969 *Journal of Financial and Quantitative Analysis* vol. 9 n°3 (June 1974) p 311-333

Mai H: *La prévisibilité des rentabilités boursières des actions françaises: 1977-1990* thèse de doctorat de l'université de Paris IX 2ème édition (1995)

Maillet B : *Efficienc e et performance sur les marchés financiers : théories et études empiriques* Thèse de doctorat en Sciences économiques Université Paris I Panthéon Sorbonne (1997) 490 pages

Mains N : Risk, The Pricing of Capital Assets, and The Evaluation of Investment Portfolios : Comments, *Journal of Business*, vol. 50 n°3 (July 1977) p 371-384

Malhotra D et McLeod : An Empirical Analysis of mutual Fund Expenses, *The Journal of Financial Research*, vol. 20 n°2 (summer 1997) p 175-190

Malkiel B : Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991 *Journal of Finance*, vol. 50 n°2 (June 1995) p 549-572

Mandelbrot B : The Variation of Certain Speculative Prices, *Journal of Business*, vol. 36 (1963) p 392-417

Markowitz H : Portfolio Selection *Journal of finance* (March 1952)

Markowitz H : *Portfolio selection, Efficient diversification of investments* John Wiley and Sons, New-York 1959

Markowitz H : *Mean-Variance Analysis in Portfolio Choice and Capital Markets*, Oxford : Basil Blackwell Inc (1987)

Marsh T et Merton R : Dividend Behavior for the Aggregate Stock Market, *Journal of Business* vol. 60 n°11 (1987) p1-40

Mayers D et Rice E : Measuring Portfolio Performance and The Empirical Content of Asset Pricing Models, , *Journal of Financial Economics*, vol. 7 1979 p3-28

Merton R : Lifetime portfolio selection under Uncertainty: the continuous-time case, *Review of Economics and Statistics* vol. 51 (1969)p 247-257

Merton R : On Estimating the expected return on the market, *Journal of Financial Economics*, 8 (March 1980) p 323-361

Merton R : On Market Timing and Investment Performance 1 : An Equilibrium Theory of Value for Market Forecasts, *Journal of Business* 54 (July 1981) p 363-406

Metrick A : Performance Evaluation with Transactions Data : The Stock Selection of Investment Newsletters, *Journal of Finance* vol. 54 n°5 (October 1999) p 1743-1775

Meyer J : Further Applications of Stochastic Dominance to Mutual Fund Performance, *Journal of quantitative Analysis* (1977) p235-242

Morris RC et Pope PF :The Jensen measure of portfolio performance in an arbitrage pricing Theory context, *Journal of Business Finance and Accounting* 8,2 (1981) p 203-220

Mosebach M et Najand M : Are the structural changes in mutual funds investing driving the U.S. stock market to its current levels ?, *the Journal of Financial Research* vol. XXII n°3 (Fall 1999) p 317-329

Moses E, Cheney J et Veit E : A New and More Complete Performance Measure, *Journal of Portfolio Management*, vol. 13 (Summer 1987) p 24-23

Murphy J : *Technical Analysis of The Futures Markets*, New York, New York Institute of Finance, a Prentice Hall Company (1986)

Murphy J : Why no one can tell who's winning ? *Financial Analysts Journal* (June 1980) p49-57

Murray L : An examination of beta estimation using daily Irish data, *Journal of Business Finance and Accounting*, 22(6), (September 1995) p893-906

Musto D : Investment Decisions Depend on Portfolio Disclosures, *Journal of Finance*, vol54 n°3 (June 1999) p 935-948

Musto D: Portfolio Disclosures and year end price Shifts, *Journal of Finance*, vol. 53 (1997) p 1563-1588

Muth J : Rational Expectations and the Theory of Price Movements, *Econometrica*, vol. 24 (1961) p 315-335

Neal R et Wheatley S : Do Measures of Investor Sentiment Predict Returns ? *Journal of Financial and Quantitative Analysis* Vol 33 n°2 pages 523 à 547

Nguyen P : Gestion dynamique, horizon de placement et réduction du risque, *Banques et Marchés* n°42 (Septembre Octobre 1999) p16-26

Odean T : Are Investors Reluctant to Realize Their Losses ? , *The Journal of Finance* vol. 53 n°5 (October 1998) p1775-1797

Odean T : Volume, Volatility, Price and Profit When All Traders Are Above Average, *The Journal of Finance* vol. 53 n°6 (December 1998) p 1887-1933

Okunev J : An Alternative Measure of Mutual Fund Performance, *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 17 n°2 (Spring 1990) p 247-264

O'Neal E : Mutual Fund Share Classes and Broker Incentives, *Financial Analysts Journal*, (September October 1999) p 76-87

Pagan A. R. et Hall A. D. : Diagnostic Tests as Residual Analysis, *Econometrics Review*, v2(2) (1983) p 159-218.

Patell J et Wolfson M : The Intraday Speed of Adjustment of Stock Prices to Earnings and Dividends Announcements, *Journal of Financial Economics* (June 1984)

Peasnell K, Skerrat L et Taylor P : An Arbitrage Rationale for Tests of Mutual Fund Performance, *Journal of Business Finance and Accounting*, (1979) p 373-400

Philips I, Blomme R, Van den Berghe C : *Analyse chronologique* 2ème édition, Louvain Cabay Economica, 1981

Poterba J et Summers L : Mean Reversion in Stock Prices, *Journal of Financial Economics* vol. 22 (1988) p 27-59

Reinganum M : the anomalous stock market behavior of small firms in January, *Journal of Financial Economics* vol. 12 (June 1984) p 89-104

Renault E: *Econométrie de la finance : la méthode des moments généralisés* Encyclopédie des marchés financiers art 19 Paris, Economica 1997

- Richards P : Sharpe Performance Among Pension Funds ? , *The Investment Analyst* (September 1978) p9-14
- Ritter J: The long run performance of initial public offerings, *Journal of Finance* vol.46 (1991) p 3-27
- Roger P : Théorie des marchés efficients et asymétrie d'information : une revue de la littérature, *Finance* vol 6 n°1 (1988) p57-98
- Roll R : A Critique of The Asset Pricing Theory's Tests, *Journal of Financial Economics*, (Mars 1977) p129-176
- Roll R : Ambiguity when performance is measured by the security market line, *Journal of finance* vol. 33, (1978) p 1051-1069
- Roll R : Performance Evaluation an Benchmark Errors (1), *Journal of Portfolio Management* (Summer 1980) p5-12
- Roll R : Was ist Das ? The turn of the year Effect and the return premium of small firms, *Journal of Portfolio Management* vol. 9(1983) p 18-28
- Roll R: The hubris hypothesis of corporate take-overs, *Journal of Business*, vol.59 (1986) p 197-216
- Rosenberg B et Marathe V : The Prediction of Investment Risk : systematic and residual Risk, *Proceedings of Seminar on the Analysis of Security Prices*, Center for Research of Security Prices. University of Chicago (1975)
- Ross S : The arbitrage Theory of capital Asset Pricing, *Journal of Economic Theory*, Dec 1976
- Ross S : A Mean-Variance Analysis of Tracking Error, *Journal of Portfolio Management* vol. 18 n°4 (Summer 1992) p13-22
- Rubinstein M : The Fundamental Theorem of Parameter Preference Security Valuation, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* vol. 8 n°1 (1973) p 61-69
- Rubinstein M : The Valuation of Uncertain Income Streams and The Pricing of Options, *Bell Journal of Economics* vol. 7 n°2 (Autumn 1976) p407-425
- Rubinstein M : A comparative statics analysis of risks premiums, *Journal of Business* n°46 (1973) p 605-615
- Salanié B : Guide pratique des séries non-stationnaires, *Economie et Prévision*, n°137 (1999)-1 p 119-140
- J Salvati : *Mesure de performance et gestion de portefeuille* Encyclopédie des marchés financiers art 55 Paris, Economica (1997)

Samuelson P : Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly, *Industrial Management Review* 6 1965

Samuelson P : The long term Case of Equities, *Journal of Portfolio Management* vol. 21 n°1 (Fall 1994) p15-24

Scholes M et Williams J : Estimating betas for non synchronous data *Journal of Financial Economics*, 5 (1977)

Schwert G : Why Does Stock Market Volatility Change over time? *Journal of Finance* vol. 44 (1989) p1115-1153

Sharpe W : A Simplified Model of Portfolio Analysis, *Management science* vol. 9 (jan 1963) p277-293

Sharpe W : Capital Asset Prices : a Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, *Journal of finance* vol. 19, (1964) p 425-442

Sharpe W : Mutual Fund Performance *Journal of Business* (1966) p 119-138

Sharpe W : Asset allocation : Management style and performance Measurement, *The Journal of Portfolio Management* (Winter 1992) p 1-19

Sharpe W : The Sharpe Ratio, *Journal of Portfolio Management* (Fall 1994) repris sur le site de wsharp.stanford.edu.com

Sharpe W : Morningstar's Risk-Adjusted Ratings, *Financial Analysts Journal*, (July/august 1998) p 21-33

Sirri E et Tufano P : The Demand for Mutual Fund Services by Individual Investors, Working paper Harvard Business School (1992)

Sirri E et Tufano P : Costly Search and Mutual Fund Flows *Journal of Finance*, vol. 53 (1998) p 1589-1622

Solnik B : The Performance of international Asset pricing Strategies using conditional information, *Journal of Empirical Finance* vol1 p33-35

Sortino F et Van der Meer R : Downside Risk *Journal of Portfolio Management* vol. 17 n°4 (Summer 1991) p 27-32

Stewart S : Is consistency of Performance a good measure of manager skill ? *Journal of portfolio management* 03/1998 pages 23 à 32

Stoughton N : Moral Hazard and the Portfolio Management Problem, *Journal of Finance* vol. 48 n°5 p 2009-2028

Sueur H et Walter A: Mesure et attribution de performance: analyse des SICAV actions *Quants* revue du C.C.F. n°10 5Juin 1993) 31 p

- Tazé-Bernard E et S Laguiche : *Benchmark d'un portefeuille : mode d'emploi* Banque n°570 Mai 1996
- Teiletche J : La dynamique à très haute fréquence de l'indice CAC 40, *Finance*, vol 19 (Février 1998)
- Tobin J : Liquidity Preference as Behavior toward Risk *Review of Economic Studies* vol. 25 (1958) p 65-86
- Treynor J : How to Rate Management of Invested Funds, *Harvard Business Review* vol. 44 (1965) p 131-136
- Treynor J et Black F : How to use Security Analysis to Improve Portfolio Selection ? *Journal of Business* (January 1973) p 68-83
- Treynor J et Mazuy M : Can Mutual Funds Outguess the Market ? *Harvard Business Review* vol. 44 (1966) p 131-136
- Tversky A et Kahneman D : Advances in Prospect Theory : Cumulative Representation of Uncertainty, *Journal of Risk and Uncertainty* (1992) p 297-323
- Vasicek O : A Note on Using Cross-sectional Information in Bayesian Estimation of Security Betas *Journal of Finance* (December 1973)
- Veit E et Cheney : Are mutual funds market timers ?, *The Journal of Portfolio Management* (Winter 1982) p35-43
- Verrechia R: A Poof of Existence of "Consensus Beliefs", *Journal of Finance* vol. 34 (1979) p 957-963
- Verrechia R: The Mayers-Rice Conjecture: A Counterexample, *Journal of Financial Economics*, vol.8 (1980) p 87-100
- Volkman D : Market Volatility and Perverse Timing Performance of Mutual Fund Managers, *The Journal of Financial Research*, vol22 n°4 p 449-470 (Winter 1999)
- Wang MY : Multiple Benchmark and Multiple Portfolio Optimization, *Financial Analysts Journal*, (January/February 1999) p 63-72
- Warther V : Aggregate mutual fund flows and security returns, *Journal of Financial Economics* vol. 39 (1995) p 209-235
- Weiss Sm, Indurkha N : *Predictive data mining* Morgan Kaufman San Francisco USA (1998)
- Wermers R : Mutual Fund Performance : an Empirical Decomposition into Stock-Picking Talent, Style, Transactions Costs, and Expenses, *The*



*Journal of Finance*, vole 60 n°4 (August 2000) p 1655-1703 (cet article comprend une discussion de Moskowitz T

Wyne M et Koo J : Business Cycles under Monetary Union : A Comparison of the EU and Us, *Economica* vol. 67 (august 2000) p 347-374

Xella Ricci N : *L'APT est-elle une alternative au MEDAF ? Un test empirique sur le marché français ?*, Thèse de doctorat en sciences de gestion, Université d'Aix Marseille III (CEFTI) 1994

Zweig J : Today's Hottest Funds are Too Big for Their Britches, *Money* vol. 25 (April 1996) p 146-157

Annexe 1						
Eléments de distribution des rentabilités des OPCVM actions françaises						
millésime						
88 et avant						
	code valeur	kurtosis	skewness	Bera-Jarque	DurbWatson	R2
FCPnonPEA						
généraliste						
	801176	2,63704	-0,36411	19,00	1,92018	0,64337
	800223	1,71748	-0,80348	25,80	2,00757	0,68697
	800339	0,21298	-0,39675	<b>5,06</b>	1,88957	0,59706
	800396	2,78538	-0,95678	38,68	2,02417	0,57396
	800500	2,04265	-0,87800	30,76	2,02326	0,63046
	800602	0,99176	-0,51754	12,38	2,00329	0,58963
	800700	2,61537	-0,94964	37,34	1,88970	0,67214
	800784	2,27334	-0,66236	24,17	2,07095	0,56260
	800904	1,33650	-0,09030	<b>8,21</b>	2,05058	0,62835
	800601	0,48035	-0,30634	<b>5,13</b>	2,01736	0,61626
	800685	0,63329	-0,21227	<b>4,88</b>	2,13766	0,71609
	800698	2,21631	-0,83954	30,21	2,02776	0,61003
	800883	0,72329	-0,17364	<b>5,06</b>	2,10122	0,71952
	801809	1,08444	-0,09230	<b>6,71</b>	1,70989	0,54809
	800605	0,82395	-0,46068	10,04	1,87372	0,60520
	800880	1,56616	0,14355	9,89	<b>1,44637</b>	0,53293
	800538	0,75473	-0,66019	14,99	1,90289	0,71068
or mét préc..						
	800853	0,38419	-0,00769	<b>2,31</b>	1,81370	0,77778
	800222	1,23134	-0,04076	<b>7,43</b>	1,88263	0,80854
	800400	0,53520	-0,06291	<b>3,31</b>	2,11807	0,86212
	800439	0,19317	-0,07666	<b>1,30</b>	2,15774	0,80368
	800533	1,31063	-0,05547	<b>7,94</b>	1,82944	0,75741
	800590	0,19631	0,18387	<b>1,99</b>	2,32066	0,63635
	800606	0,27198	0,24773	<b>3,10</b>	2,23927	0,78902
mat prem...						
	800537	4,36325	-0,26026	27,81	1,76934	0,12359
	800609	0,62232	-0,19682	<b>4,66</b>	2,00670	0,05247
	803181	3,81741	-0,39217	26,60	1,94647	0,09746
	800444	1,65167	0,08428	10,08	1,81220	0,08255
SICAVnonPEA						
généraliste						
	809586	0,37905	-0,14123	<b>2,75</b>	1,82286	0,81287
	809559	2,60777	-0,80011	31,01	<b>2,45626</b>	0,58158
	809687	0,96215	-0,25649	<b>7,35</b>	1,60661	0,74333
	809854	1,78351	-0,77970	25,29	1,98529	0,74734
	809928	1,69764	-0,70980	22,28	2,05365	0,74988
	828011	3,16069	-0,82167	35,17	1,78064	0,57250
	828896	1,88444	-0,74741	24,71	1,96906	0,67380
	829077	2,25083	-0,72216	26,02	1,71788	0,62099
	829832	1,53548	-0,69812	20,91	2,06942	0,76543
	809513	1,13584	-0,44456	11,56	1,93881	0,68399

Annexe 1 suite						
Eléments de distribution des rentabilités des OPCVM actions françaises						
millésime						
88 et avant						
	code valeur	kurtosis	skewness	Bera-Jarque	DurbWatson	R2
SICAVnonPEA						
généraliste						
	809530	0,72147	-0,04864	<b>4,39</b>	2,00708	0,54241
	809551	2,77056	-0,42227	20,90	1,89465	0,68029
	809569	1,59436	-0,58854	17,88	2,04814	0,73307
	809581	1,83772	-0,26771	12,75	1,75356	0,68337
	809666	1,02456	-0,36366	9,32	2,03719	0,72008
	809670	0,82072	-0,27485	<b>6,74</b>	1,99980	0,77581
	809673	0,32890	-0,20491	<b>2,98</b>	2,02537	0,57713
	809715	0,87337	-0,23007	<b>6,51</b>	2,02850	0,61075
	809790	0,91134	-0,33304	<b>8,13</b>	1,91920	0,73301
	809906	3,48042	-1,00823	45,28	1,94157	0,61923
	828023	1,11072	-0,28792	<b>8,65</b>	1,93312	0,68646
	828889	0,71934	-0,10094	<b>4,56</b>	2,05841	0,59732
	828901	0,68275	-0,38460	<b>7,65</b>	1,91599	0,65784
	829050	1,17303	-0,38792	10,65	1,75752	0,74249
	829061	1,13089	-0,32315	9,29	1,99152	0,68983
	829085	0,60903	-0,29341	<b>5,72</b>	2,14698	0,72834
	829192	0,16994	-0,28601	<b>2,98</b>	2,01039	0,46708
	829046	2,78221	-0,71774	29,06	1,86185	0,66594
	809520	1,30323	-0,30441	10,04	<b>1,43606</b>	0,74349
	809824	0,63970	-0,32463	<b>6,37</b>	1,94439	0,61232
mat prem...						
	829177	2,74014	-0,59179	17,75	2,26598	0,16125
or mét préc..						
	809879	0,92693	-0,31202	<b>7,90</b>	2,00504	0,00803
foncier						
	809546	0,15148	-0,42530	<b>5,25</b>	2,09019	0,74267
	829555	0,17274	-0,15228	<b>1,59</b>	1,92865	0,80591
FCP PEA						
généraliste						
	800178	-0,03875	-0,26330	<b>1,43</b>	<b>2,39166</b>	0,91814
	800184	1,66908	-0,55580	17,43	2,00801	0,68668
	800200	1,81183	-0,64660	20,91	1,94207	0,64827
	800289	0,94033	-0,45452	10,60	1,93485	0,87497
	800395	0,90601	-0,63298	15,05	1,75696	0,85515
	800567	1,10321	-0,13651	<b>7,07</b>	1,71694	0,81952
	800577	0,45313	-0,28957	<b>4,73</b>	<b>2,58098</b>	0,85138
	800603	0,49986	-0,50481	<b>9,12</b>	1,91817	0,95291
	800658	0,50981	-0,10622	<b>3,33</b>	1,88590	0,79146
	800786	1,37776	-0,27190	10,04	1,81552	0,61375
	800797	1,56714	0,16801	10,08	<b>1,24911</b>	0,74258
	800967	1,04387	0,15760	<b>6,86</b>	1,70693	0,57388
	801114	1,19782	-0,62024	16,42	1,90161	0,86862
	801286	-0,30753	-0,13556	<b>1,40</b>	<b>2,46046</b>	0,86100
	801290	1,10736	-0,63686	16,38	1,88633	0,78765
	801396	2,23558	-0,51281	19,72	<b>2,42507</b>	0,62854
	801513	0,62614	-0,34352	<b>6,59</b>	1,80738	0,65395



Annexe 1 suite						
Eléments de distribution des rentabilités des OPCVM actions françaises						
millésime						
88 et avant						
	code valeur	kurtosis	skewness	Bera-Jarque	DurbWatson	R2
FCP PEA						
généraliste						
	802489	0,20325	-0,29033	<b>3,24</b>	<b>2,41078</b>	0,91444
	802918	2,36645	-0,18139	14,99	1,52934	0,39640
small caps						
	800399	3,30532	-0,02392	19,85	2,07761	0,77426
	800291	1,86643	0,07594	11,34	1,91971	0,81281
	800345	2,83951	0,42528	21,38	1,73355	0,82432
	800368	4,36234	1,09242	54,82	2,03005	0,67186
	800436	4,03201	1,13670	55,20	1,22932	0,64307
	801241	1,35144	0,36884	11,37	2,19127	0,77534
	801251	2,04444	0,29405	14,34	2,01487	0,72467
	801812	4,08605	0,70787	36,54	1,70044	0,75043
SICAV PEA						
généraliste						
	809562	0,47831	-0,27439	<b>4,68</b>	<b>2,38927</b>	0,83842
	809509	1,06440	-0,16330	<b>7,03</b>	2,21942	0,85446
	809511	0,52144	-0,40521	<b>7,07</b>	2,10797	0,86599
	809540	0,08082	-0,30446	<b>2,71</b>	2,08124	0,92193
	809563	0,11935	-0,34001	<b>3,49</b>	2,29822	0,88176
	809564	0,52193	-0,51652	9,53	1,82163	0,92297
	809758	0,64227	-0,37284	<b>7,19</b>	2,08128	0,85296
	809781	0,30538	-0,22325	<b>3,03</b>	2,14235	0,88226
	809943	0,56847	-0,25639	<b>4,99</b>	<b>1,57989</b>	0,84594
	809954	0,93922	-0,38767	<b>9,24</b>	1,67013	0,87128
	828526	0,09906	-0,41046	<b>4,64</b>	2,46225	0,87314
	828890	0,40342	-0,18868	<b>3,27</b>	2,14681	0,88714
	828900	0,78577	-0,33968	<b>7,48</b>	2,08038	0,85719
	829012	0,94021	-0,36156	<b>8,78</b>	2,12954	0,78247
	829100	1,53068	-0,23000	10,45	1,78356	0,71828
	829856	0,21193	-0,20888	<b>2,32</b>	1,65955	0,89672
	829742	0,59232	-0,47580	<b>8,99</b>	1,94827	0,90157
	829546	0,83213	-0,34862	<b>7,91</b>	<b>1,60100</b>	0,91187
	829171	0,84289	-0,30512	<b>7,29</b>	<b>1,62551</b>	0,90596
	829139	1,00911	0,07059	<b>6,17</b>	<b>1,17244</b>	0,80071
	809573	0,63531	-0,54689	10,99	1,68501	0,83631
	809572	0,73295	-0,34846	<b>7,31</b>	<b>1,56728</b>	0,90106
	809567	0,97746	-0,62082	15,11	1,86009	0,92894
	809566	0,40579	-0,36558	<b>5,64</b>	2,34884	0,80543
	809565	0,60761	-0,16912	<b>4,33</b>	1,92967	0,88560
small caps						
	809651	7,04965	1,15625	74,38	<b>1,63475</b>	0,76069
	809678	6,27319	1,40572	85,06	<b>1,13893</b>	0,74703
	809794	0,91292	0,11292	<b>5,78</b>	1,79529	0,79668
	809996	4,69203	0,89567	47,41	<b>1,30302</b>	0,73767
	828043	2,96168	0,49518	23,65	1,96548	0,81959
	829143	0,66819	-0,39532	<b>7,76</b>	1,81382	0,67233
	829253	5,94255	1,29905	76,16	<b>1,32356</b>	0,76068

Annexe 1 suite						
Eléments de distribution des rentabilités des OPCVM actions françaises						
millésime						
88 et avant						
	code valeur	kurtosis	skewness	Bera-Jarque	DurbWatson	R2
SICAV PEA						
foncier						
	829010	0,82405	-0,40277	<b>8,84</b>	<b>2,75003</b>	0,59404
	809771	-0,00686	-0,22783	<b>1,20</b>	2,08171	0,85966
	829079	0,12697	-0,19048	<b>1,63</b>	1,76219	0,91086
	829178	0,85638	-0,64252	15,05	2,24069	0,65000
	829197	0,93336	0,01921	<b>5,61</b>	2,07282	0,77172
	809538	-0,27190	-0,17522	<b>0,89</b>	2,20006	0,73654
<b>1989</b>						
FCPnonPEA						
généraliste						
	800128	0,32835	-0,15334	<b>2,32</b>	1,80018	0,36475
	800282	0,97437	-0,08463	<b>5,52</b>	1,93579	0,55448
	800762	1,70556	-0,48849	14,63	1,97514	0,67948
	801629	0,89209	-0,42168	<b>8,82</b>	2,33882	0,70543
or mét préc..						
	800759	0,97233	0,52067	11,31	2,34546	0,67886
SICAVnon PEA						
généraliste						
	829281	4,96455	-1,08991	53,44	1,85210	0,74772
	829316	1,81819	-0,72070	21,43	2,14458	0,79768
FCP PEA						
foncier						
	801081	0,74017	-0,32962	<b>6,46</b>	1,93894	0,83295
SICAV PEA						
foncier						
	829210	0,85461	-0,48170	9,81	1,96028	0,69438
	829263	1,43238	-0,62235	16,40	<b>2,42636</b>	0,61329
	829276	1,84247	-0,73928	22,16	1,97294	0,92766
	829289	0,18549	-0,19927	<b>1,89</b>	<b>2,45143</b>	0,85890
généraliste						
	829317	0,62651	-0,25483	<b>4,87</b>	1,69130	0,83943
	829260	1,83034	-0,60344	18,08	<b>1,56567</b>	0,82201
	828373	0,86919	-0,23122	<b>5,96</b>	1,73300	0,79080
FCP PEA						
généraliste						
	800281	0,55012	-0,39711	<b>6,50</b>	2,15303	0,94492
	801064	1,33325	-0,05092	<b>7,39</b>	<b>1,45954</b>	0,62583
	802031	0,74880	-0,65698	13,61	2,13165	0,82061
	802053	0,37241	-0,34742	<b>4,70</b>	2,35448	0,82122
	802730	1,88388	-0,56108	17,29	2,06954	0,81632
<b>1990</b>						
FCP PEA						
généraliste						
	803749	0,34202	-0,41070	<b>5,08</b>	1,89064	0,94219
	802357	3,62752	0,64147	26,37	<b>1,10875</b>	0,66296
	801029	0,96905	-0,26331	<b>6,23</b>	2,00067	0,80343

Annexe 1 suite						
Eléments de distribution des rentabilités des OPCVM actions françaises						
millésime						
1990						
	code valeur	kurtosis	skewness	Bera-Jarque	DurbWatson	R2
FCP PEA						
small caps						
	800855	0,92150	-0,48915	9,39	1,97819	0,48379
	801233	1,71688	0,53881	14,39	2,08779	0,61319
SICAV PEA						
généraliste						
	829131	0,63978	-0,25948	<b>4,55</b>	2,27870	0,95502
	829405	1,57239	-0,12996	<b>8,20</b>	<b>2,63112</b>	0,51976
small caps						
	828908	2,48058	0,16286	12,93	2,26104	0,82469
foncier						
	829560	0,15848	-0,03025	<b>0,81</b>	2,15096	0,93295
	829421	1,09825	-0,13202	<b>5,84</b>	1,97697	0,85593
1991						
FCPnon PEA						
foncier						
	801359	0,25022	0,21640	<b>2,09</b>	1,89699	0,83829
	801691	1,02904	-0,30704	<b>6,84</b>	2,26733	0,80824
généraliste						
	802315	1,42552	-0,70782	16,15	2,20581	0,75327
	801295	0,58162	-0,26389	<b>4,16</b>	2,14284	0,66026
	801506	0,21086	0,00214	<b>1,05</b>	2,23330	0,86242
or mét préc..						
	800984	1,18958	-0,33262	9,98	<b>2,47284</b>	0,83286
SICAVnon PEA						
généraliste						
	829461	2,01224	-0,69097	18,66	1,78135	0,72496
	829503	0,41243	-0,56875	<b>7,88</b>	2,16610	0,52540
	829523	0,11496	-0,32590	<b>2,49</b>	2,01289	0,55663
	828447	1,36538	-0,46176	10,66	2,08093	0,74157
	829490	0,70116	0,29047	<b>5,02</b>	2,00041	0,55865
	829520	1,32329	-0,64710	14,15	2,18900	0,80120
FCP PEA						
foncier						
	800743	0,37321	0,16719	<b>2,37</b>	1,86405	0,82141
	801192	0,56186	-0,08355	<b>2,93</b>	2,14700	0,80844
small caps						
	800865	5,49416	1,28148	57,03	<b>1,58372</b>	0,74818
	800902	2,67578	0,33137	15,36	2,37788	0,77287
	801451	4,95891	1,27461	54,04	1,70043	0,73662
	801960	3,87976	1,11381	41,73	2,15630	0,47865
généraliste						
	800969	0,32200	0,08872	<b>1,75</b>	1,91340	0,75270
	800980	0,15174	-0,32769	<b>2,69</b>	<b>2,53455</b>	0,87654
	801185	-0,46012	-0,01175	<b>2,30</b>	<b>2,68546</b>	0,86348
	802142	1,56239	-0,32733	9,74	2,30751	0,85705
	802310	0,04165	-0,22079	<b>1,09</b>	<b>2,64579</b>	0,92240
	803815	-0,31314	0,02095	<b>1,56</b>	<b>2,52849</b>	0,85001

Annexe 1 suite						
Eléments de distribution des rentabilités des OPCVM actions françaises						
millésime						
1991						
	code valeur	kurtosis	skewness	Bera-Jarque	DurbWatson	R2
SICAV PEA						
foncier						
	828346	3,13937	-0,84847	25,45	<b>2,54423</b>	0,82182
généraliste						
	829521	0,95992	-0,23644	<b>5,81</b>	2,36476	0,88249
1992						
SICAV nonPEA						
foncier						
	829564	0,71603	-0,46413	<b>6,31</b>	1,84249	0,79674
généraliste						
	829600	1,06487	0,28038	<b>5,52</b>	2,07097	0,57594
	809757	0,62984	-0,45023	<b>5,76</b>	1,75146	0,84392
	829563	3,06605	-0,74935	21,25	2,20161	0,79631
	829574	1,68654	-0,54916	11,57	2,12583	0,76807
	829617	1,30937	-0,74358	14,08	2,07152	0,78655
FCPnon PEA						
généraliste						
	801098	0,26711	-0,25063	<b>2,07</b>	<b>2,69135</b>	0,89269
	801981	2,02687	-0,42245	10,96	1,96431	0,72999
	801694	1,32143	-0,61070	11,25	1,83892	0,76692
	801807	-0,10750	0,15948	<b>0,02</b>	1,98416	0,47344
	801933	1,44152	-0,52894	10,24	2,24522	0,80642
FCP PEA						
généraliste						
	800049	0,30055	-0,22100	<b>1,98</b>	1,95944	0,75333
	801972	0,31606	-0,42098	<b>4,10</b>	1,83730	0,73876
	802473	2,86093	-0,76287	20,76	<b>1,64307</b>	0,79046
	800077	0,43866	-0,45214	<b>5,03</b>	2,20513	0,92728
	800675	0,18254	-0,24645	<b>1,70</b>	<b>2,69749</b>	0,89359
	800888	0,81744	-0,35091	<b>5,24</b>	2,20746	0,87584
	800953	2,63815	-0,67171	17,77	1,68448	0,72999
	801172	50,64943	6,03592	785,51	<b>1,18154</b>	0,18602
	801276	0,27537	0,20486	<b>1,77</b>	2,18534	0,67168
	801449	-0,41070	-0,25618	<b>0,59</b>	2,49786	0,91215
	801811	0,43906	-0,32745	<b>3,47</b>	2,00604	0,89812
	801937	0,22955	-0,22543	<b>1,73</b>	<b>1,57530</b>	0,83329
	801954	0,22755	-0,42972	<b>3,86</b>	<b>2,61641</b>	0,90367
	801982	0,42062	-0,23962	<b>2,60</b>	2,41314	0,89726
	801987	0,82863	-0,28084	<b>4,58</b>	1,89704	0,90175
	803808	0,04241	-0,21857	<b>0,93</b>	<b>2,56662</b>	0,92809
SICAV PEA						
généraliste						
	829601	0,62911	-0,16194	<b>2,94</b>	2,45672	0,88047
	829626	-0,06636	-0,16750	<b>0,18</b>	<b>1,47773</b>	0,95547
	829709	0,77945	-0,35428	<b>5,13</b>	2,08396	0,90189
	829779	-0,16191	-0,26772	<b>0,50</b>	2,07000	0,94565
	829548	0,30537	-0,44959	<b>4,46</b>	<b>1,58490</b>	0,83982

Annexe 1 suite						
Eléments de distribution des rentabilités des OPCVM actions françaises						
millésime						
1992						
	code valeur	kurtosis	skewness	Bera-Jarque	DurbWatson	R2
SICAV PEA						
small caps						
	829568	2,71667	0,27802	12,10	1,78965	0,84522
	828047	4,18479	0,84706	28,22	2,05391	0,73955
FCP PEA						
small caps						
	801099	4,01044	1,43530	49,00	<b>1,39992</b>	0,72354
	801597	0,35258	-0,16499	<b>1,85</b>	2,17813	0,55649
	803814	0,79950	0,42559	<b>6,10</b>	2,22594	0,83319
	801726	4,58109	1,52090	55,33	<b>1,35341</b>	0,53978
1993						
FCP PEA						
small caps						
	800823	-0,56209	-0,03358	<b>1,95</b>	<b>1,56611</b>	0,70251
	802731	2,41734	0,57030	13,01	1,72201	0,74118
foncier						
	800936	0,28142	0,06911	<b>1,05</b>	2,30064	0,83646
généraliste						
	800482	2,25517	0,77413	16,28	0,95700	0,70888
	800586	0,26672	-0,09859	<b>1,07</b>	2,32604	0,91295
	801123	1,17049	0,31249	<b>5,46</b>	1,66177	0,79475
	801160	0,12474	-0,37672	<b>2,42</b>	<b>2,40920</b>	0,95020
	801167	0,54474	0,35636	<b>3,68</b>	1,57586	0,79565
	801199	0,82761	-0,59608	<b>7,87</b>	2,33107	0,92711
	801263	0,60641	-0,04957	<b>2,16</b>	1,59105	0,80651
	801279	1,54589	-0,61502	10,71	2,15530	0,88636
	801289	1,40746	-0,49589	<b>8,37</b>	<b>2,46356</b>	0,68146
	801294	0,22929	-0,06326	<b>0,86</b>	1,97523	0,90294
	801375	0,58528	-0,34060	<b>3,67</b>	1,71481	0,81699
	801468	0,82809	-0,50459	<b>6,46</b>	1,94477	0,85525
	801476	0,26829	-0,55593	<b>5,27</b>	1,90932	0,81060
	801635	1,22734	-0,53495	<b>8,30</b>	1,88011	0,83563
	801961	0,74113	-0,14907	<b>2,91</b>	<b>1,45853</b>	0,67034
	802099	-0,47586	-0,14525	<b>1,37</b>	2,77429	0,88114
	802111	1,23190	0,10304	<b>4,46</b>	<b>1,31356</b>	0,77298
	802283	1,48215	-0,29315	<b>6,39</b>	1,98828	0,88846
	803202	5,07679	1,04997	33,20	<b>0,89095</b>	0,48092
SICAV PEA						
small caps						
	828105	3,11870	0,70695	17,91	1,59347	0,80496
	829074	1,41033	0,17262	<b>5,35</b>	2,32405	0,58728
	829696	3,20119	0,84461	21,19	<b>1,54364</b>	0,79380
foncier						
	829449	0,39839	0,07894	<b>2,37</b>	2,18687	0,82907



Annexe 1 suite						
Eléments de distribution des rentabilités des OPCVM actions françaises						
millésime						
1993						
	code valeur	kurtosis	skewness	Bera-Jarque	DurbWatson	R2
SICAV PEA						
généraliste						
	809969	1,23934	-0,69602	11,12	2,31824	0,93736
	828339	1,34355	0,23828	<b>5,50</b>	<b>1,18723</b>	0,67852
	828958	0,92100	-0,01351	<b>3,23</b>	2,02339	0,79586
	829011	0,92583	-0,61310	<b>8,50</b>	<b>2,54090</b>	0,91944
	829132	0,72068	-0,39311	<b>4,69</b>	2,11215	0,90709
	829362	0,20317	-0,28373	<b>1,84</b>	2,28903	0,94841
	829704	0,03941	-0,30039	<b>1,40</b>	1,74815	0,91950
SICAVnon PEA						
généraliste						
	829627	1,40743	-0,68971	11,59	2,34379	0,75202
	829735	1,70075	-0,39900	<b>8,18</b>	2,03786	0,55291
FCPnonPEA						
généraliste						
	801721	0,22386	0,08725	<b>0,89</b>	1,77793	0,28197
	801306	2,78493	0,66453	15,93	<b>1,31218</b>	0,61245
	802611	0,41397	-0,24011	<b>2,26</b>	<b>2,57989</b>	0,60128
	802617	2,84755	0,71992	17,22	<b>1,17224</b>	0,58629
	801598	-0,13377	-0,05602	<b>0,42</b>	1,74523	0,56234
1994						
SICAVnon PEA						
mat prem...						
	828905	0,67755	-0,27498	<b>2,94</b>	2,08752	0,08629
généraliste						
	828311	1,26599	-0,12890	<b>4,00</b>	2,27819	0,35123
	829774	1,64991	-0,41777	<b>7,04</b>	1,87632	0,69028
	829782	1,06454	-0,23844	<b>3,88</b>	2,17225	0,65756
	829804	0,59715	-0,26163	<b>2,61</b>	1,92444	0,60482
FCPnonPEA						
généraliste						
	801471	1,12947	-0,59391	<b>7,62</b>	2,19605	0,72172
	803020	1,11110	-0,67475	<b>8,80</b>	2,36024	0,83581
	800459	0,81991	-0,29029	<b>3,47</b>	1,87037	0,69026
	801611	-0,42687	0,02752	<b>1,27</b>	2,11575	0,61286
SICAV PEA						
small caps						
	828184	3,07891	1,01361	21,57	1,79242	0,79097
généraliste						
	828100	1,66512	-0,74866	11,72	2,02639	0,85062
	829861	0,86611	-0,45977	<b>5,13</b>	<b>2,89892</b>	0,93406
	829860	0,26826	-0,33216	<b>2,13</b>	<b>2,66631</b>	0,93468
	829825	0,40670	-0,30328	<b>2,32</b>	<b>2,72868</b>	0,93565

Annexe 1 suite						
Eléments de distribution des rentabilités des OPCVM actions françaises						
millésime						
1994						
FCP PEA						
généraliste						
	802616	1,24558	-0,45425	<b>6,21</b>	2,09392	0,77586
	801534	-0,66242	-0,08320	<b>1,90</b>	<b>1,37156</b>	0,90932
	801531	0,84874	-0,57011	<b>6,45</b>	1,78293	0,90277
	801507	1,10601	-0,54668	<b>6,90</b>	2,43796	0,89574
	801490	1,43642	-0,01910	<b>4,31</b>	<b>1,46360</b>	0,46891
1995						
SICAV non PEA						
small caps						
	829879	3,01377	-0,82715	14,38	1,68676	0,62319
	829948	3,07399	0,59232	11,19	1,59347	0,52230
généraliste						
	809884	1,32611	-0,62005	<b>7,16</b>	1,95307	0,75404
	829895	4,21381	-1,32237	28,02	2,00403	0,71000
FCP non PEA						
généraliste						
	801772	0,95634	-0,79280	<b>8,68</b>	1,55766	0,97262
	801881	1,29313	-0,84582	10,39	2,25218	0,85632
	802943	0,96203	-0,48524	<b>4,76</b>	<b>1,20020</b>	0,76863
	802444	1,06812	-0,74897	<b>8,28</b>	2,18362	0,69543
	801909	1,74085	-0,94312	13,25	1,78219	0,87277
	802944	1,97434	-0,96533	14,25	1,95788	0,81735
FCP PEA						
généraliste						
	801849	0,25702	-0,63666	<b>4,70</b>	1,92152	0,73112
	800212	3,14323	-1,30112	24,79	2,41476	0,71922
	801824	1,46735	-0,73992	<b>9,14</b>	2,00474	0,88971
	801828	-0,33981	-0,27401	<b>0,10</b>	1,93924	0,86372
	801832	1,79115	-0,81091	11,05	1,62822	0,79842
	802117	0,33349	-0,62104	<b>4,69</b>	2,46093	0,78446
	802538	2,23901	-0,88014	13,34	2,33213	0,92084
small caps						
	802457	2,95700	0,82950	14,27	<b>1,40618</b>	0,74317
	801604	1,14806	0,68575	<b>7,57</b>	2,08568	0,61799
SICAV PEA						
généraliste						
	829897	1,39585	-0,77528	9,50	2,14718	0,91989
small caps						
	829939	1,66291	-0,04413	<b>4,18</b>	1,84143	0,78802
	829896	3,20528	0,87235	15,62	<b>1,40375</b>	0,73306
	829874	3,19654	0,84516	15,13	<b>1,53022</b>	0,80441
	828035	3,59931	0,39214	10,54	1,83776	0,75478
1996						
FCP non PEA						
small caps	800357	3,46755	1,59648	27,33	<b>1,47143</b>	0,52254

Annexe 1 suite						
Eléments de distribution des rentabilités des OPCVM actions françaises						
millésime						
1996						
FCP non PEA						
généraliste						
801963	-0,36246	0,46940	<b>1,04</b>	1,77430	0,96630	
802371	1,24412	-0,72254	<b>6,66</b>	1,96575	0,91531	
802373	-0,31927	-0,25967	<b>0,10</b>	2,15614	0,91246	
800204	3,21463	-1,41678	<b>22,49</b>	2,55940	0,77790	
801823	0,55760	-0,79594	<b>6,18</b>	2,29009	0,45916	
802282	2,96688	-1,37969	<b>21,16</b>	2,19767	0,77226	
803817	2,36377	-1,23688	<b>16,97</b>	2,25636	0,82492	
801724	1,08271	-0,52442	<b>4,37</b>	1,83755	0,56358	
802030	0,06876	-0,64741	<b>3,49</b>	1,82877	0,75358	
802125	1,64108	0,46286	<b>5,00</b>	1,55368	0,56162	
802337	0,00124	-0,15184	<b>0,19</b>	2,39525	0,66982	
802372	0,77163	-0,68218	<b>5,27</b>	2,03951	0,80878	
802925	1,15769	-0,61266	<b>5,32</b>	2,10004	0,80956	
801848	10,58476	-2,03772	<b>54,39</b>	1,73299	0,05352	
SICAV non PEA						
généraliste						
828044	1,63265	-0,94783	<b>10,45</b>	1,97218	0,76641	
829981	1,38437	-0,95157	<b>10,01</b>	2,24013	0,76196	
828027	0,61637	0,44824	<b>2,84</b>	2,03835	0,57204	
829357	3,39044	-1,22720	<b>18,83</b>	2,35134	0,78567	
FCP PEA						
généraliste						
802246	1,82653	-0,98811	<b>11,46</b>	<b>1,44532</b>	0,76175	
801723	0,04755	-0,43465	<b>1,61</b>	2,42080	0,81651	
801835	0,29040	-0,70659	<b>4,57</b>	<b>2,81917</b>	0,86280	
802108	0,92334	-0,87200	<b>7,93</b>	2,27491	0,92439	
802126	1,49113	-0,92396	<b>9,81</b>	<b>2,67009</b>	0,88627	
802235	1,02056	-0,55761	<b>4,53</b>	1,84902	0,41591	
802363	1,45245	-0,91377	<b>9,58</b>	1,71886	0,94789	
802499	1,59362	-0,83426	<b>8,76</b>	1,66125	0,92070	
803777	3,81664	-1,21962	<b>19,53</b>	1,89180	0,78203	
SICAV PEA						
généraliste						
829982	0,31870	-0,74812	<b>5,11</b>	<b>1,34515</b>	0,99617	
829995	0,71504	-0,35332	<b>2,43</b>	<b>2,87228</b>	0,52954	
small caps						
828032	1,81567	0,22141	<b>4,02</b>	2,02901	0,80524	
828034	2,26675	0,09314	<b>4,60</b>	2,05951	0,79485	
809709	1,38259	-0,04095	<b>2,78</b>	1,75514	0,76035	
1997						
SICAV non PEA						
mat prem...	802659	2,19537	0,72573	<b>6,45</b>	<b>1,28629</b>	0,70550

Annexe 1 suite						
Eléments de distribution des rentabilités des OPCVM actions françaises						
millésime						
1997						
SICAV non PEA						
small caps						
	828282	4,02879	1,21839	14,95	<b>1,16710</b>	0,66183
	828448	0,11029	-0,40893	<b>1,17</b>	2,03735	0,72648
FCP non PEA						
small caps						
	802280	2,40248	1,32549	14,15	<b>1,28270</b>	0,52902
généraliste						
	801596	0,62592	0,39626	<b>1,88</b>	<b>0,92494</b>	0,68421
	802351	-0,43132	-0,00934	<b>0,65</b>	<b>1,15617</b>	0,72249
	802369	1,44487	-1,11677	9,65	2,20352	0,82248
	802557	0,96564	-0,73354	<b>4,68</b>	2,14880	0,87323
	802565	0,54984	-0,64834	<b>3,35</b>	2,01697	0,81855
	802626	1,84218	-1,21822	11,67	<b>2,50616</b>	0,79531
	803018	-0,29977	0,02733	<b>0,45</b>	1,80768	0,64215
	802695	3,07719	-1,33918	15,38	<b>2,76142</b>	0,76686
	802924	1,88603	-0,92741	<b>7,99</b>	2,02085	0,84743
	802523	2,98363	-1,23608	13,64	2,32482	0,73968
	801593	0,96548	-0,58802	<b>3,52</b>	<b>1,42047</b>	0,79538
	802279	0,21526	-0,44810	<b>1,53</b>	1,85795	0,73465
	802546	1,23390	-0,73087	<b>5,06</b>	1,97942	0,76384
	802709	-0,16216	-0,28321	<b>0,24</b>	1,60571	0,47118
	802609	-0,52010	-0,10392	<b>0,72</b>	1,92461	0,36941
	802342	0,97301	-0,03629	<b>1,47</b>	2,25160	0,30507
	802606	1,00342	0,31696	<b>2,11</b>	1,75428	0,28793
	802281	-0,34320	-0,61389	<b>1,75</b>	2,04651	0,84167
SICAV non PEA						
généraliste						
	828134	2,97485	-1,28287	14,34	2,24947	0,80020
	828155	3,49970	-1,57573	20,15	2,46821	0,74107
	828194	2,63090	-1,21672	12,83	2,08668	0,77505
	828312	0,89747	-0,13055	<b>1,45</b>	<b>0,73847</b>	0,70960
	828108	1,25247	-0,85102	<b>6,22</b>	<b>2,49130</b>	0,50180
	828195	1,06874	-0,94472	<b>6,96</b>	2,02323	0,76832
	828314	-0,10875	-0,33206	<b>0,50</b>	2,43157	0,25219
	829199	0,65723	-0,97895	<b>6,74</b>	1,98100	0,87154
FCP PEA						
généraliste						
	802662	0,76964	-0,89096	<b>5,92</b>	2,37576	0,89374
	802330	-0,45758	-0,40821	<b>0,31</b>	2,16611	0,86635
	802382	-0,42559	-0,36432	<b>0,16</b>	1,60859	0,75307
	802452	2,51752	-1,10428	11,09	1,81067	0,58313
	802596	0,34395	-0,52625	<b>2,18</b>	1,81830	0,93092
	802604	1,04586	-0,98436	<b>7,38</b>	<b>1,41685</b>	0,84283
	803188	0,45057	-0,70009	<b>3,62</b>	<b>2,56110</b>	0,96108
	802471	-0,81721	-0,33650	<b>0,55</b>	2,18784	0,71786
	828319	0,78093	-0,81395	<b>5,15</b>	2,44303	0,95041
	828123	2,10842	-1,12955	10,82	1,70687	0,86388
	828193	-0,03713	0,07838	<b>0,02</b>	1,82367	0,71008
	828285	0,49771	-0,75859	<b>4,20</b>	2,30526	0,96560

<b>Annexe 1 suite</b>						
<b>Eléments de distribution des rentabilités des OPCVM actions françaises</b>						
<b>millésime</b>						
<b>1997</b>						
<b>FCP PEA</b>						
généraliste	828341	0,24481	-0,63952	<b>2,82</b>	2,81416	0,94751
	828438	0,95588	0,52969	<b>3,12</b>	<b>0,57421</b>	0,64659
	829069	2,45301	-1,23544	12,84	2,28753	0,83597
	828166	0,71871	-0,71175	<b>4,12</b>	1,76489	0,81936
<b>small caps</b>						
	800269	1,45218	0,46954	<b>3,50</b>	1,77684	0,79837
	802217	1,40330	0,40581	<b>3,09</b>	1,60926	0,74348
	802333	1,17395	0,62637	<b>4,11</b>	2,09009	0,73490
	802445	2,39423	1,42872	15,84	<b>1,25874</b>	0,62599
	802724	0,13825	-0,28409	<b>0,69</b>	2,02716	0,75894
	803206	0,71561	0,39581	<b>2,01</b>	2,13493	0,68336
	803572	1,80409	0,64661	<b>5,21</b>	1,52054	0,66768
<b>SICAV PEA</b>						
<b>small caps</b>						
	828493	0,74483	-0,15888	<b>1,27</b>	2,56745	0,75376
<p>Test de Bera Jarque de normalité des distributions: les valeurs en caractères gras indiquent l'acceptation de l'hypothèse de normalité au seuil de 1 %</p> <p>Test de Durbin Watson: les valeurs en caractères gras supérieures à 2 indiquent une corrélation négative d'ordre 1. Celles qui sont inférieures à 2 en caractères gras indiquent une corrélation positive d'ordre 1.</p>						

<b>Annexe 2</b>						
<b>Eléments de mesure des rentabilités et risques des OPCVM actions françaises</b>						
<b>millésime</b>						
<b>88 et avant</b>						
	code valeur	rent mens	beta	alpha	sharpe	henrikson
<b>FCPnonPEA</b>						
<b>généraliste</b>						
	801176	0,004091	0,635705	0,000092	0,094230	-0,057849
	800223	0,005725	0,713773	0,001236	0,121372	-0,119593
	800339	0,005709	0,572704	0,002107	0,140624	-0,061171
	800396	0,006408	0,636008	0,002407	0,139355	-0,145896
	800500	0,004393	0,633914	0,000406	0,100457	-0,141425
	800602	0,005463	0,575306	0,001845	0,133127	-0,108184
	800700	0,005852	0,705271	0,001416	0,124190	-0,150610
	800784	0,005520	0,560958	0,001992	0,134759	-0,135924
	800904	0,005797	0,585820	0,002112	0,143209	-0,058603
	800601	0,004212	0,666130	0,000022	0,090614	-0,015406
	800685	0,003163	0,616120	-0,000712	0,079317	-0,033809
	800698	0,005164	0,659645	0,001015	0,111626	-0,186570
	800883	0,003939	0,627911	-0,000010	0,097151	0,004795
	801809	0,003351	0,580605	-0,000301	0,078009	0,005989
	800605	0,006791	0,608343	0,002965	0,158557	-0,093750
	800880	0,001747	0,654936	-0,002373	0,035547	-0,071233
	800538	0,004938	0,657289	0,000803	0,115622	-0,096428
<b>or mét préc..</b>						
	800853	-0,010182	1,573208	-0,004313	-0,116253	-0,217940
	800222	-0,009067	1,539714	-0,003324	-0,107854	-0,341724
	800400	-0,005970	1,380228	-0,000822	-0,081804	-0,316771
	800439	-0,006027	1,387019	-0,000854	-0,079348	-0,259853
	800533	-0,006894	1,493258	-0,001324	-0,081834	-0,403216
	800590	-0,004603	0,862229	-0,001386	-0,086729	-0,167581
	800606	-0,002451	1,446313	0,002944	-0,030660	-0,216880
<b>mat prem...</b>						
	800537	-0,002897	0,364462	-0,005190	-0,051023	-0,156876
	800609	-0,003503	0,296914	-0,005370	-0,049333	-0,081658
	803181	-0,002101	0,283443	-0,003884	-0,042253	-0,013079
	800444	-0,005203	0,402494	-0,007735	-0,067806	-0,070901
<b>SICAVnonPEA</b>						
<b>généraliste</b>						
	809586	0,003286	0,764925	-0,001526	0,070706	0,012459
	809559	0,002062	0,670712	-0,002157	0,042805	-0,145415
	809687	0,008270	0,735596	0,003643	0,176961	-0,048477
	809854	0,004433	0,720219	-0,000097	0,097147	-0,142914
	809928	0,005881	0,679546	0,001607	0,136825	-0,083885
	828011	0,007468	0,640494	0,003439	0,161062	-0,100829
	828896	0,005358	0,642516	0,001316	0,124966	-0,100058
	829077	0,002840	0,626870	-0,001103	0,065185	-0,132021
	829832	0,004169	0,720678	-0,000364	0,092394	-0,124520
	809513	0,004623	0,615344	0,000753	0,113440	-0,088135

Annexe 2 suite						
Eléments de mesure des rentabilités et risques des OPCVM actions françaises						
millésime						
88 et avant						
	code valeur	rent mens	beta	alpha	sharpe	henrikson
SICA/nonPEA						
généraliste						
	809530	0,003348	0,534926	-0,000017	0,084150	-0,032879
	809551	0,006639	0,669411	0,002428	0,149332	-0,106317
	809569	0,003747	0,634914	-0,000247	0,092242	-0,105399
	809581	0,003571	0,610173	-0,000267	0,088327	-0,053379
	809666	0,002421	0,569466	-0,001161	0,065854	-0,035729
	809670	0,003062	0,576195	-0,000562	0,085468	-0,006560
	809673	0,000441	0,594908	-0,003301	0,010289	-0,015299
	809715	0,003269	0,541493	-0,000137	0,086124	-0,035586
	809790	0,000247	0,625227	-0,003686	0,006171	-0,085935
	809906	0,002864	0,538529	-0,000523	0,076406	-0,144477
	828023	0,005095	0,636827	0,001089	0,121017	-0,043516
	828889	0,001463	0,590015	-0,002248	0,034992	-0,049424
	828901	0,001058	0,634923	-0,002936	0,024667	-0,057448
	829050	0,002244	0,649073	-0,001839	0,054380	-0,057198
	829061	0,005684	0,576209	0,002060	0,149580	-0,060241
	829085	0,001932	0,636790	-0,002073	0,047271	-0,041169
	829192	0,001336	0,547996	-0,002110	0,030429	-0,065001
	829046	0,007383	0,669408	0,003172	0,164309	-0,037720
	809520	0,004760	0,627689	0,000812	0,119380	-0,030721
	809824	0,002696	0,485974	-0,000360	0,079262	-0,103663
mat prem...						
	829177	-0,002436	0,374708	-0,004793	-0,047670	-0,068441
or mét préc..						
	809879	-0,011144	1,326507	-0,006196	-0,159072	-0,323311
foncier						
	809546	-0,003761	0,917828	-0,004314	-0,112134	-0,271176
	829555	-0,002440	0,826045	-0,002938	-0,084200	-0,067667
FCP PEA						
généraliste						
	800178	0,008340	0,895777	0,002706	0,162878	0,005969
	800184	0,005388	0,689516	0,001051	0,118211	-0,017230
	800200	0,002750	0,646545	-0,001317	0,062522	-0,067902
	800289	0,007363	0,808853	0,002275	0,155452	-0,044603
	800395	0,006357	0,837216	0,001091	0,128184	-0,081731
	800567	0,004529	0,781541	-0,000387	0,095784	0,023688
	800577	0,003807	0,809416	-0,001284	0,079230	0,004748
	800603	0,006469	0,890481	0,000868	0,129471	-0,051478
	800658	0,006494	0,733363	0,001881	0,143829	0,041621
	800786	0,005621	0,674538	0,001379	0,119196	-0,042744
	800797	0,008555	0,851193	0,003201	0,158116	0,004410
	800967	0,002180	0,485206	-0,000872	0,062141	-0,050888
	801114	0,006274	0,828598	0,001062	0,128838	-0,037315
	801286	0,004871	0,871439	-0,000611	0,094686	0,020379
	801290	0,006344	0,779125	0,001443	0,131922	-0,111244
	801396	0,003472	0,678462	-0,000795	0,074072	-0,014536
	801513	0,002312	0,576853	-0,001316	0,059176	-0,011424

<b>Annexe 2 suite</b>						
<b>Eléments de mesure des rentabilités et risques des OPCVM actions françaises</b>						
<b>millésime</b>						
<b>88 et avant</b>						
	code valeur	rent mens	beta	alpha	sharpe	henrikson
<b>FCP PEA</b>						
<b>généraliste</b>						
	802489	0,005368	0,876258	-0,000144	0,106943	-0,011133
	802918	0,004167	0,646591	0,000099	0,074069	0,049792
<b>small caps</b>						
	800399	0,008392	1,135493	0,003340	0,151959	0,145617
	800291	0,009719	1,126295	0,004707	0,181778	0,112130
	800345	0,011233	1,104983	0,006317	0,215667	0,216251
	800368	0,011220	1,048798	0,006554	0,204906	0,319305
	800436	0,008652	1,005862	0,004176	0,161170	0,316744
	801241	0,003694	0,911457	-0,000361	0,083400	0,200118
	801251	0,003232	1,036060	-0,001377	0,062060	0,154470
	801812	0,008506	0,918011	0,004422	0,187562	0,164055
<b>SICAV PEA</b>						
<b>généraliste</b>						
	809562	0,005255	0,740845	0,000595	0,118583	-0,057260
	809509	0,004614	0,815449	-0,000515	0,095492	0,005207
	809511	0,006324	0,770292	0,001479	0,139483	-0,026663
	809540	0,004033	0,748798	-0,000677	0,094412	0,012998
	809563	0,004293	0,894317	-0,001332	0,082298	-0,008953
	809564	0,004759	0,867865	-0,000700	0,096187	-0,061256
	809758	0,006526	0,786509	0,001579	0,139911	-0,033546
	809781	0,004858	0,852382	-0,000503	0,097735	0,042352
	809943	0,006231	0,839799	0,000948	0,124584	-0,017191
	809954	0,003811	0,754936	-0,000937	0,086029	-0,038482
	828526	0,009228	0,903208	0,003547	0,174291	-0,022766
	828890	0,005244	0,842458	-0,000055	0,107030	0,027863
	828900	0,003637	0,794175	-0,001358	0,077417	-0,021052
	829012	0,008553	0,790124	0,003583	0,174815	0,020959
	829100	0,000570	0,692843	-0,003788	0,012722	0,010947
	829856	0,003111	0,810585	-0,001987	0,066356	0,012303
	829742	0,006139	0,852479	0,000777	0,124844	-0,035714
	829546	0,005790	0,865607	0,000346	0,116621	-0,059483
	829171	0,007779	0,781005	0,002866	0,173081	0,018274
	829139	0,006689	0,800452	0,001654	0,136523	0,011386
	809573	0,005972	0,683502	0,001673	0,145883	-0,085076
	809572	0,007446	0,859371	0,002041	0,150158	-0,028658
	809567	0,005961	0,856986	0,000570	0,122392	-0,085711
	809566	0,004606	0,735427	-0,000020	0,102612	-0,029396
	809565	0,005242	0,799852	0,000211	0,112595	0,012779
<b>small caps</b>						
	809651	0,006474	1,174315	0,001249	0,112357	0,252452
	809678	0,004440	1,040744	-0,000190	0,086166	0,305558
	809794	0,005122	0,897404	0,001129	0,119046	0,140569
	809996	0,006126	0,884239	0,002191	0,139031	0,148691
	828043	0,008139	1,055168	0,003445	0,163178	0,205283
	829143	0,001463	0,808416	-0,002134	0,034678	-0,056332
	829253	0,012227	1,211847	0,006835	0,205622	0,310681



<b>Annexe 2 suite</b>						
<b>Eléments de mesure des rentabilités et risques des OPCVM actions françaises</b>						
<b>millésime</b>						
<b>88 et avant</b>						
	code valeur	rent mens	beta	alpha	sharpe	henrikson
<b>SICAV PEA</b>						
foncier						
	829010	-0,000902	1,021015	-0,001518	-0,021626	-0,165308
	809771	-0,000819	1,050310	-0,001452	-0,022950	-0,097770
	829079	0,000135	1,086933	-0,000521	0,003765	-0,128377
	829178	-0,001988	0,832665	-0,002491	-0,061142	-0,284964
	829197	-0,000512	0,999720	-0,001116	-0,014298	-0,057041
	809538	-0,004758	0,832278	-0,005260	-0,155815	-0,080455
<b>1989</b>						
<b>FCPnonPEA</b>						
généraliste						
	800128	0,006218	0,635259	0,003085	0,109720	-0,126594
	800282	0,003091	0,592016	0,000171	0,072162	-0,033923
	800762	0,005004	0,728396	0,001412	0,105111	-0,151976
	801629	0,002084	0,601038	-0,000880	0,054059	-0,097460
or mét préc..						
	800759	-0,008527	1,101121	-0,003666	-0,125166	-0,118677
<b>SICAVnon PEA</b>						
généraliste						
	829281	0,003153	0,609223	0,000148	0,083061	-0,090425
	829316	0,003706	0,649915	0,000501	0,094538	-0,085710
<b>FCP PEA</b>						
foncier						
	801081	-0,003626	0,942854	-0,004055	-0,108371	-0,169997
<b>SICAV PEA</b>						
foncier						
	829210	-0,006121	1,004685	-0,006577	-0,156741	-0,179292
	829263	-0,004879	0,909052	-0,005293	-0,129788	0,034066
	829276	-0,002849	1,115174	-0,003356	-0,075968	-0,268828
	829289	-0,000716	1,032183	-0,001185	-0,019844	-0,080293
généraliste						
	829317	0,004867	0,757818	0,001130	0,109218	0,001720
	829260	0,003824	0,660858	0,000565	0,097378	-0,065223
	828373	0,008758	0,931193	0,004165	0,155236	-0,061452
<b>FCP PEA</b>						
généraliste						
	800281	0,003719	0,815990	-0,000305	0,082245	-0,048298
	801064	0,002976	0,694654	-0,000449	0,062918	-0,167362
	802031	0,002215	0,725508	-0,001363	0,051337	-0,080957
	802053	0,001942	0,820972	-0,002106	0,039797	0,008015
	802730	0,004204	0,750273	0,000504	0,093970	-0,048133
<b>1990</b>						
<b>FCP PEA</b>						
généraliste						
	803749	0,004940	0,958974	0,000280	0,090854	-0,065911
	802357	0,008165	0,732891	0,004603	0,164814	0,052430
	801029	0,002453	0,791358	-0,001393	0,050488	-0,034674

<b>Annexe 2 suite</b>						
<b>Eléments de mesure des rentabilités et risques des OPCVM actions françaises</b>						
<b>millésime</b>						
<b>1990</b>						
	code valeur	rent mens	beta	alpha	sharpe	henrikson
<b>FCP PEA</b>						
small caps						
	800855	0,004796	0,740931	0,001196	0,114951	0,014673
	801233	-0,000043	0,687676	-0,003385	-0,000824	-0,132830
<b>SICAV PEA</b>						
généraliste						
	829131	0,001295	0,799783	-0,000466	0,026455	-0,253431
	829405	0,004118	1,061630	0,001780	0,071363	0,237454
small caps						
	828908	0,008970	1,075887	0,006601	0,177883	0,105502
foncier						
	829560	-0,000466	1,104726	-0,000489	-0,012286	-0,080361
	829421	-0,001420	0,829229	-0,001437	-0,047722	-0,046934
<b>1991</b>						
<b>FCPnon PEA</b>						
foncier						
	801359	0,002814	0,876691	0,001648	0,092253	0,106233
	801691	-0,003055	0,963603	-0,004336	-0,089466	0,041983
généraliste						
	802315	0,006433	0,775163	-0,000048	0,148528	-0,005943
	801295	0,006244	0,782001	-0,000294	0,133793	0,118827
	801506	0,004534	0,891181	-0,002917	0,097427	0,274303
or mét préc..						
	800984	-0,008060	1,556300	-0,003135	-0,087426	-0,551125
<b>SICAVnon PEA</b>						
généraliste						
	829461	0,003119	0,693868	-0,002681	0,078939	0,024272
	829503	0,002908	0,783712	-0,003644	0,055468	0,176906
	829523	0,006836	0,559349	0,002160	0,188050	0,145712
	828447	0,002984	0,776852	-0,003511	0,068211	0,050875
	829490	0,002816	0,521806	-0,001546	0,083192	0,083623
	829520	0,008832	0,879505	0,001479	0,185373	0,129378
<b>FCP PEA</b>						
foncier						
	800743	0,002087	0,913695	0,000872	0,064987	0,103382
	801192	0,000969	0,804587	-0,000101	0,033982	0,092205
small caps						
	800865	0,012073	1,353220	0,005990	0,188781	0,414648
	800902	0,005832	1,033711	0,001185	0,121336	0,255908
	801451	0,009868	1,280285	0,004112	0,161823	0,393844
	801960	0,003690	0,564850	0,001151	0,110565	0,156067
généraliste						
	800969	0,007653	0,629139	0,003398	0,201065	0,142121
	800980	0,005068	1,028933	-0,003534	0,095090	0,166476
	801185	0,006761	0,885422	-0,000642	0,146323	0,289315
	802142	0,006078	0,861762	-0,001126	0,134654	0,195204
	802310	0,008557	0,998851	0,000207	0,169687	0,235248
	803815	0,004526	0,768640	-0,001900	0,111953	0,237718

Annexe 2 suite						
Eléments de mesure des rentabilités et risques des OPCVM actions françaises						
millésime						
1991						
	code valeur	rent mens	beta	alpha	sharpe	henrikson
SICAV PEA						
foncier						
	828346	-0,000745	1,249015	-0,002406	-0,016981	-0,004389
généraliste						
	829521	0,005884	0,904500	-0,001678	0,126023	0,236642
1992						
SICAV nonPEA						
foncier						
	829564	0,002445	0,981317	-0,000236	0,067244	-0,013818
généraliste						
	829600	0,009620	0,964428	0,000757	0,188029	0,208875
	809757	0,006039	0,711566	-0,000500	0,144684	0,099950
	829563	0,002720	0,741382	<b>-0,004093</b>	0,064099	0,070061
	829574	0,007757	0,678012	0,001527	0,157066	0,179285
	829617	0,004124	0,740514	-0,002681	0,099779	0,129448
FCPnon PEA						
généraliste						
	801098	0,005411	0,492817	0,000882	0,166235	0,099634
	801981	0,008580	0,855372	0,000720	0,183856	0,156574
	801694	0,008983	0,777595	0,001838	0,205689	0,143438
	801807	0,008969	0,791525	0,001695	0,198130	0,143038
	801933	0,007790	0,816944	0,000283	0,168729	0,080912
FCP PEA						
généraliste						
	800049	0,004636	0,832965	-0,003019	0,096374	0,103967
	801972	0,009140	0,912951	0,000751	0,171693	0,129000
	802473	0,002855	0,788782	-0,004394	0,064202	0,116039
	800077	0,008882	0,997859	-0,000288	0,171004	0,186265
	800675	0,006503	0,915251	-0,001908	0,134004	0,251240
	800888	0,008459	0,932673	-0,000112	0,169356	0,271314
	800953	0,005055	0,778908	-0,002102	0,110640	0,105241
	801172	0,017480	0,886054	0,009337	0,169761	0,408157
	801276	0,006757	0,684277	0,000469	0,161464	0,159140
	801449	0,006755	1,064099	-0,003024	0,120967	0,247105
	801811	0,008795	0,791962	0,001517	0,209970	0,228305
	801937	0,003921	0,846362	-0,003857	0,084368	0,283037
	801954	0,006496	0,957159	-0,002300	0,128714	0,198984
	801982	0,005910	0,915199	-0,002501	0,122036	0,233916
	801987	0,008159	0,895115	-0,000067	0,172702	0,266804
	803808	0,007255	0,963222	-0,001596	0,144777	0,255287
SICAV PEA						
généraliste						
	829601	0,005257	0,845089	-0,002510	0,116449	0,239854
	829626	0,007647	0,994585	-0,001493	0,149948	0,247610
	829709	0,008556	0,871938	0,000544	0,185935	0,193783
	829779	0,009186	0,960457	0,000360	0,185573	0,237173
	829548	0,007945	0,807750	0,000522	0,179840	0,168427

<b>Annexe 2 suite</b>						
<b>Eléments de mesure des rentabilités et risques des OPCVM actions françaises</b>						
<b>millésime</b>						
<b>1992</b>						
	code valeur	rent mens	beta	alpha	sharpe	henrikson
<b>SICAV PEA</b>						
small caps						
	829568	0,001721	0,984260	-0,004387	0,037818	0,200665
	828047	0,009007	1,113742	0,002096	0,163650	0,342316
<b>FCP PEA</b>						
small caps						
	801099	0,017816	1,390439	0,009188	0,256458	0,619387
	801597	-0,001101	0,523700	-0,004351	-0,036906	-0,013074
	803814	0,008962	0,967873	0,002955	0,198867	0,313779
	801726	0,008752	0,805186	0,003755	0,187910	0,338264
<b>1993</b>						
<b>FCP PEA</b>						
small caps						
	800823	0,011616	0,705769	0,003473	0,272325	0,293477
	802731	0,014691	1,000888	0,005747	0,287666	0,285096
foncier						
	800936	0,001224	0,933530	-0,002603	0,035577	0,193471
généraliste						
	800482	0,010584	0,876004	0,000476	0,200801	0,343331
	800586	0,011537	0,932447	0,000778	0,233367	0,303979
	801123	0,011100	0,824469	0,001586	0,236923	0,327741
	801160	0,010971	1,017435	-0,000769	0,207488	0,255885
	801167	0,012701	0,947390	0,001770	0,236064	0,357535
	801199	0,007955	0,942191	-0,002917	0,160477	0,191875
	801263	0,014696	0,755418	0,005979	0,344874	0,219853
	801279	0,012108	0,795531	0,002929	0,282868	0,163487
	801289	0,005802	0,779406	-0,003191	0,121309	0,081502
	801294	0,015585	1,019917	0,003816	0,286627	0,320526
	801375	0,009742	0,872464	-0,000326	0,199225	0,204159
	801468	0,003374	0,938532	-0,007455	0,065630	0,174610
	801476	0,003960	0,921236	-0,006670	0,076395	0,139863
	801635	0,007117	0,893531	-0,003193	0,143730	0,139462
	801961	0,011409	0,751647	0,002736	0,245330	0,167161
	802099	0,009346	0,927776	-0,001359	0,186666	0,340251
	802111	0,010007	0,795955	0,000822	0,218192	0,212172
	802283	0,014018	0,899874	0,003634	0,289847	0,257625
	803202	0,016614	0,719255	0,008315	0,316220	0,176248
<b>SICAV PEA</b>						
small caps						
	828105	0,014368	1,143486	0,004149	0,256632	0,339524
	829074	0,017906	1,102501	0,008054	0,283334	0,342859
	829696	0,014436	1,082367	0,004763	0,270500	0,360800
foncier						
	829449	0,001714	0,900682	-0,001979	0,051405	0,136242

Annexe 2 suite						
Eléments de mesure des rentabilités et risques des OPCVM actions françaises						
millésime						
1993						
	code valeur	rent mens	beta	alpha	sharpe	henrikson
SICAV PEA						
généraliste						
	809969	0,011272	1,049504	-0,000838	0,205260	0,177744
	828339	0,017751	0,804507	0,008468	0,358773	0,277282
	828958	0,012150	0,801442	0,002903	0,266985	0,238054
	829011	0,008184	0,994022	-0,003285	0,155848	0,169629
	829132	0,008739	0,798819	-0,000478	0,205680	0,213195
	829362	0,011442	0,949897	0,000481	0,231559	0,257228
	829704	0,014686	0,992324	0,003236	0,280139	0,259701
SICAVnon PEA						
généraliste						
	829627	0,007663	0,776581	-0,001298	0,168924	0,142518
	829735	0,011630	0,651301	0,004114	0,262101	0,068216
FCPnonPEA						
généraliste						
	801721	0,019452	0,813654	0,010063	0,250595	0,253100
	801306	0,010629	0,720686	0,002313	0,227834	0,202885
	802611	0,008978	0,637524	0,001622	0,215569	0,111372
	802617	0,012516	0,767915	0,003656	0,246362	0,180436
	801598	0,007487	0,589522	0,000685	0,188012	0,173797
1994						
SICAVnon PEA						
mat prem...						
	828905	-0,005424	0,338589	-0,009353	-0,090897	0,046554
généraliste						
	828311	0,015039	0,457511	0,009730	0,376343	0,127273
	829774	0,011843	0,923827	0,001121	0,205750	0,191500
	829782	0,008448	0,690829	0,000430	0,191556	0,110070
	829804	0,004374	0,693147	-0,003670	0,094812	0,081359
FCPnonPEA						
généraliste						
	801471	0,012868	0,747070	0,004198	0,282688	0,134151
	803020	0,010817	0,929217	0,000032	0,205583	0,120373
	800459	0,010053	0,785417	0,000938	0,205433	0,117456
	801611	0,009824	0,699934	0,001700	0,212258	0,217452
SICAV PEA						
small caps						
	828184	0,009114	1,231132	0,001257	0,145853	0,370749
généraliste						
	828100	0,008258	0,936031	-0,002605	0,157192	0,142334
	829861	0,011076	0,937564	0,000195	0,220570	0,228959
	829860	0,008775	0,883811	-0,001483	0,185427	0,229883
	829825	0,010687	0,882256	0,000447	0,226340	0,245655

Annexe 2 suite						
Eléments de mesure des rentabilités et risques des OPCVM actions françaises						
millésime						
1994	code valeur	rent mens	beta	alpha	sharpe	henrikson
FCP PEA						
généraliste						
	802616	0,008156	0,750027	-0,000549	0,185033	0,090702
	801534	0,013792	0,944011	0,002836	0,269128	0,335248
	801531	0,006534	0,915817	-0,004095	0,130952	0,127046
	801507	0,006189	0,842701	-0,003591	0,134273	0,193359
	801490	0,014064	0,469300	0,008617	0,396420	0,005400
1995						
SICAV non PEA						
mat prem...						
	829879	0,020533	0,776043	0,012291	0,440793	-0,076034
	829948	0,019836	0,917451	0,010091	0,329738	0,104180
généraliste						
	809884	0,008006	0,735103	-0,005361	0,185283	0,145325
	829895	0,013720	0,803212	-0,000885	0,281982	0,048915
FCP non PEA						
généraliste						
	801772	0,018171	1,011999	-0,000230	0,346929	0,225466
	801881	0,022294	0,925097	0,005473	0,436903	0,181355
	802943	0,016047	0,906955	-0,000445	0,303889	0,152613
	802444	0,010117	0,660250	-0,001888	0,250351	0,154217
	801909	0,009945	0,624729	-0,001415	0,291361	0,100636
	802944	0,013405	0,800769	-0,001156	0,296491	0,132228
FCP PEA						
généraliste						
	801849	0,010382	0,670542	-0,001811	0,259366	0,240259
	800212	0,007839	0,759609	-0,005974	0,171451	-0,054713
	801824	0,014450	0,796563	-0,000034	0,335226	0,210529
	801828	0,015508	0,946523	-0,001704	0,298304	0,432918
	801832	0,010157	0,937163	-0,006884	0,189731	0,120450
	802117	0,010422	0,626042	-0,000961	0,288871	0,200517
	802538	0,016092	0,960401	-0,001372	0,314990	0,239883
small caps						
	802457	0,015032	1,436079	-0,000221	0,190430	0,436244
	801604	0,016887	1,086729	0,005345	0,257799	0,476369
SICAV PEA						
généraliste						
	829897	0,015619	0,879381	-0,000371	0,333745	0,201863
small caps						
	829939	0,016315	1,120066	0,004418	0,272869	0,124657
	829896	0,022242	1,165712	0,009860	0,344742	0,330578
	829874	0,021405	1,242178	0,008211	0,326152	0,389162
	828035	0,018792	1,101047	0,007097	0,312909	0,289618
1996						
FCP non PEA						
small caps	800357	0,040748	1,469705	0,022146	0,391127	0,745524

Annexe 2 suite						
Eléments de mesure des rentabilités et risques des OPCVM actions françaises						
millésime						
1996	code valeur	rent mens	beta	alpha	sharpe	henrikson
FCP non PEA						
généraliste						
	801963	-0,027104	-1,063059	-0,004436	-0,463205	-0,398364
	802371	0,021515	1,015306	-0,000135	0,374687	0,310365
	802373	0,020296	0,934814	0,000362	0,383285	0,389770
	800204	0,019297	0,857344	0,001015	0,366889	0,042935
	801823	0,013615	0,524305	0,002435	0,325196	-0,037802
	802282	0,018880	0,834571	0,001084	0,367417	0,072683
	803817	0,011277	0,827342	-0,006365	0,228801	0,051983
	801724	0,011539	0,696284	-0,003309	0,229925	0,173639
	802030	0,016820	0,707792	0,001727	0,381269	0,179386
	802125	0,018694	0,861656	0,000320	0,300484	0,308594
	802337	0,017932	0,728624	0,002395	0,372263	0,194750
	802372	0,019665	0,859016	0,001347	0,380491	0,174350
	802925	0,022156	0,908076	0,002793	0,405732	0,165414
	801848	0,026078	0,387315	0,017819	0,287883	-0,098309
SICAV non PEA						
généraliste						
	828044	0,015498	0,849207	-0,002610	0,295278	0,143809
	829981	0,016664	0,842521	-0,001302	0,319081	0,084103
	828027	0,030857	0,898315	<b>0,011701</b>	0,480146	0,284516
	829357	0,020315	0,908301	0,000947	0,366393	0,157846
FCP PEA						
généraliste						
	802246	0,016965	0,812318	-0,000357	0,336876	0,061381
	801723	0,015185	0,751415	-0,000838	0,337477	0,332203
	801835	0,021209	0,924391	0,001497	0,393872	0,259128
	802108	0,016940	1,025555	-0,004928	0,293513	0,214265
	802126	0,014322	0,866043	-0,004145	0,287737	0,160336
	802235	0,004679	0,487192	-0,005710	0,114469	-0,043722
	802363	0,019168	1,127383	-0,004872	0,305931	0,226037
	802499	0,019787	0,949057	-0,000450	0,369736	0,212943
	803777	0,016257	0,867750	-0,002246	0,306198	0,134018
SICAV PEA						
généraliste						
	829982	0,020373	1,027012	-0,001527	0,365920	0,281890
	829995	0,019550	0,817049	0,002127	0,321796	-0,076840
small caps						
	828032	0,018061	1,049569	0,004776	0,301345	0,167915
	828034	0,018680	1,040149	0,005514	0,312462	0,084223
	809709	0,023540	0,983314	0,011094	0,407383	0,146272
<b>1997</b>						
SICAV non PEA						
mat prem...	802659	0,027067	1,355768	0,011552	0,304704	0,213885

Annexe 2 suite						
Eléments de mesure des rentabilités et risques des OPCVM actions françaises						
millésime						
1997	code valeur	rent mens	beta	alpha	sharpe	henrikson
SICAV non PEA						
small caps						
	828282	0,031727	1,198280	0,018013	0,391387	0,311131
	828448	0,015275	1,119633	0,002461	0,211287	0,065967
FCP non PEA						
small caps						
	802280	0,052271	1,450583	0,035670	0,476230	0,481391
généraliste						
	801596	0,027886	0,877023	0,009202	0,445588	0,398041
	802351	0,025006	0,962779	0,004495	0,374028	0,291270
	802369	0,021248	0,900655	0,002061	0,362484	0,079141
	802557	0,022537	0,936883	0,002578	0,380839	0,195665
	802565	0,015593	0,740542	-0,000183	0,322755	0,092902
	802626	0,018893	0,891133	-0,000091	0,320337	0,042957
	803018	0,018402	0,726370	0,002928	0,343949	0,325623
	802695	0,022990	0,723771	0,007571	0,471274	0,070470
	802924	0,022278	1,028640	0,000365	0,337788	0,195324
	802523	0,009414	0,767602	-0,006939	0,178704	0,033500
	801593	0,012893	0,852888	-0,005277	0,228410	0,075199
	802279	0,019772	0,679561	0,005295	0,422510	0,193634
	802546	0,010642	0,564426	-0,001382	0,279187	0,126830
	802709	0,010468	0,568528	-0,001644	0,214131	0,262947
	802609	0,021249	0,561622	0,009284	0,389594	0,044580
	802342	0,038815	0,785541	0,022080	0,462377	-0,102931
	802606	0,039902	0,622512	0,026641	0,582722	0,089096
	802281	0,021443	0,940945	0,001398	0,354217	0,274414
SICAV non PEA						
généraliste						
	828134	0,021226	0,849549	0,003128	0,378664	0,067949
	828155	0,013171	0,823023	-0,004363	0,233397	-0,057200
	828194	0,018548	0,842714	0,000595	0,328284	0,098725
	828312	0,036432	1,152390	0,011882	0,451190	0,157700
	828108	0,012108	0,693428	-0,002665	0,209557	-0,273607
	828195	0,023199	0,873872	0,004583	0,394249	-0,040078
	828314	0,010398	0,434243	0,001147	0,203724	0,165113
	829199	0,018670	0,913802	-0,000797	0,323149	0,055070
FCP PEA						
généraliste						
	802662	0,018095	0,962417	-0,002408	0,301144	0,120510
	802330	0,017115	0,850347	-0,001001	0,317386	0,299399
	802382	0,015295	0,703491	0,000308	0,319643	0,313127
	802452	0,002120	0,672665	-0,012211	0,040768	-0,053936
	802596	0,028640	1,046167	0,006353	0,447510	0,243655
	802604	0,022711	0,969486	0,002057	0,364361	0,125812
	803188	0,022616	1,126684	-0,001387	0,333393	0,241932
	802471	0,014013	0,723631	-0,001403	0,277969	0,345355
	828319	0,019884	0,863490	0,001489	0,380347	0,193421
	828123	0,016253	1,041708	-0,005939	0,245691	-0,024233
	828193	0,026681	0,810996	0,009404	0,469680	0,248422
	828285	0,020284	1,061035	-0,002320	0,318266	0,182634



<b>Annexe 2 suite</b>						
<b>Eléments de mesure des rentabilités et risques des OPCVM actions françaises</b>						
<b>millésime</b>						
<b>1997</b>	<b>code valeur</b>	<b>rent mens</b>	<b>beta</b>	<b>alpha</b>	<b>sharpe</b>	<b>henrikson</b>
<b>FCP PEA</b>						
généraliste	828341	0,020794	1,177805	-0,004297	0,291163	0,248231
	828438	0,034838	1,020265	0,013103	0,465190	0,258179
	829069	0,015419	0,683855	0,000850	0,349264	0,082686
	828166	0,020922	0,880386	0,002166	0,364446	0,163636
<b>small caps</b>						
	800269	0,019285	1,036888	0,007419	0,301970	0,138638
	802217	0,020371	1,229651	0,006299	0,259562	0,142037
	802333	0,017413	0,906342	0,007041	0,299275	0,185616
	802445	0,047224	1,941993	0,024999	0,349597	0,781391
	802724	0,012277	0,929104	0,001644	0,209167	-0,040620
	803206	0,018509	0,647808	0,011095	0,429159	0,173198
	803572	0,029136	1,121431	0,016302	0,385754	0,142602
<b>SICAV PEA</b>						
<b>small caps</b>						
	828493	0,023575	1,084468	0,011164	0,342936	-0,021838
<b>1998</b>						
<b>FCP non PEA</b>						
<b>small caps</b>						
	803639	0,020882	0,427455	-0,006653	0,285395	0,252750
	803279	0,063498	0,706611	0,017981	0,526078	0,514371
	802744	0,047086	0,518201	0,013705	0,535691	0,381389
	803319	0,049924	0,536901	0,015339	0,507860	0,401364
<b>généraliste</b>						
	800288	0,011967	0,911468	-0,009052	0,210118	0,121163
	802752	0,042091	1,272183	0,012755	0,434874	0,101162
	802872	0,016095	0,899566	-0,004648	0,274880	0,090076
	802903	0,015826	0,837172	-0,003479	0,275381	0,205791
	802940	0,020104	0,973873	-0,002353	0,319047	0,162683
	803002	0,012593	0,806099	-0,005995	0,232951	0,035907
	803010	0,028900	0,933026	0,007385	0,399129	-0,108999
	803051	0,004385	0,766554	-0,013291	0,082037	-0,016068
	803250	0,016895	0,920034	-0,004321	0,273933	0,022431
	803330	0,016005	0,558610	0,003124	0,395367	0,021197
	803501	0,015544	0,880336	-0,004756	0,270903	0,007316
	803207	0,013614	0,958015	-0,008478	0,224503	0,058151
	803046	0,016660	0,695520	0,000622	0,352995	0,124741
	803329	0,013816	0,554949	0,001019	0,354474	-0,016895
	803142	-0,012081	0,403930	-0,021396	-0,111426	-0,467777
	802957	0,010639	0,602885	-0,003264	0,197342	0,013009
	803171	0,006542	1,087979	-0,018547	0,084855	-0,291213
	802904	0,008170	0,565924	-0,004880	0,138936	-0,001545
	802905	0,029923	0,886816	0,009473	0,458062	0,219831
	802911	0,012057	0,938638	-0,009588	0,184778	-0,022721
	803035	0,014860	0,832913	-0,004347	0,252910	0,148927

Annexe 2 suite						
Eléments de mesure des rentabilités et risques des OPCVM actions françaises						
millésime						
1998	code valeur	rent mens	beta	alpha	sharpe	henrikson
SICAV non PEA						
small caps						
	828547	0,030349	0,390657	0,005185	0,412598	0,220531
	828378	0,038250	0,572606	0,001365	0,385668	0,380713
	828557	0,043501	0,510607	0,010610	0,477502	0,328833
généraliste						
	828414	0,009386	0,878639	-0,010876	0,162232	0,054592
	828389	0,010439	0,851278	-0,009191	0,188161	0,126743
	828431	0,019097	1,107739	-0,006448	0,273318	0,084519
	828524	0,012592	0,939129	-0,009064	0,206746	0,109731
	828534	0,012208	0,977684	-0,010337	0,196868	0,047832
	828552	0,026662	1,001716	0,003563	0,375557	0,194120
	828561	0,016643	0,894566	-0,003985	0,279741	0,086838
	828585	0,005699	0,962932	-0,016506	0,085955	-0,180991
	809526	0,030011	0,944857	0,008223	0,424229	0,094285
	828435	0,006860	0,710135	-0,009516	0,128436	-0,129843
	828530	0,007543	0,814806	-0,011247	0,134841	0,139384
	893048	0,043281	0,844395	0,023809	0,652103	0,173209
	828376	0,022946	1,080993	-0,001982	0,334284	0,102145
	828538	0,019282	0,900844	-0,001491	0,332515	0,111693
	828558	0,009584	0,898190	-0,011128	0,157299	-0,095450
	828570	0,012051	0,881103	-0,008267	0,211253	0,052439
FCP PEA						
small caps						
	803089	0,022139	1,068586	0,003111	0,278092	0,495526
	803004	0,019430	0,721371	0,006585	0,332945	0,323213
foncier						
	802666	0,059329	0,712742	0,011601	0,489019	0,595148
généraliste						
	800622	0,019894	0,986516	-0,005368	0,287124	0,509126
	802747	0,022139	0,948476	-0,002148	0,343299	0,496044
	802749	0,023877	0,930800	0,000042	0,374288	0,500562
	803023	0,022993	1,032926	-0,003457	0,296757	0,481458
	802799	0,041181	1,004172	0,015468	0,400299	0,482640
	803025	0,023635	0,912490	0,000269	0,369916	0,537721
	803153	0,022507	0,911975	-0,000846	0,334871	0,449356
	803287	0,032280	1,220626	0,001023	0,332964	0,668616
	803448	0,046985	1,020252	0,020859	0,433369	0,525728
	803638	0,011044	0,924276	-0,012624	0,124890	0,352362
	802976	0,020547	1,025813	-0,005721	0,286859	0,516848
	803652	0,059169	0,849326	0,037420	0,671910	0,564851
	802756	0,012590	0,869050	-0,009664	0,166549	0,338300
SICAV PEA						
small caps						
	828551	0,007764	0,920519	-0,001202	0,148092	0,507956

Annexe 2 suite						
Eléments de mesure des rentabilités et risques des OPCVM actions françaises						
millésime						
1998	code valeur	rent mens	beta	alpha	sharpe	henrikson
<b>SICAV PEA</b>						
généraliste						
	809773	0,023030	1,009650	-0,002824	0,330216	0,525441
	828444	0,020566	0,996583	-0,004954	0,285847	0,493404
	828518	0,024464	1,001685	-0,001186	0,357963	0,523093
	829697	0,025156	0,977851	0,000116	0,366214	0,515242
	828433	0,014054	1,047118	-0,012760	0,175038	0,460203
	828412	0,010030	0,787786	-0,010143	0,101769	0,228554
	828064	0,021207	1,052990	-0,005757	0,284979	0,544320
	828360	0,018624	0,958850	-0,005929	0,272546	0,474090
	828380	0,020181	0,979971	-0,004913	0,290353	0,480337
	828390	0,019706	1,040864	-0,006947	0,259896	0,510211
	828432	0,020802	0,933652	-0,003106	0,316438	0,482830
	828520	0,016085	0,930911	-0,007753	0,233907	0,434493
	828539	0,016606	0,937422	-0,007399	0,238644	0,443214
foncier						
	828484	0,002865	1,346975	-0,006805	0,119416	1,457617
<b>1999</b>						
<b>FCP PEA</b>						
small caps						
	803091	0,118053	0,883285	0,002048	0,789729	0,688276
	803268	0,116143	0,936962	-0,006911	0,701193	0,699127
	803524	0,133156	0,951297	0,008219	0,828330	0,714869
	803441	0,077831	0,555561	0,004867	0,802733	0,482053
	803408	0,083402	0,478646	0,020539	1,001024	0,422043
	803289	0,118815	0,808370	0,012649	0,858524	0,636803
	803580	0,117463	0,903119	-0,001147	0,769717	0,690573
	803393	0,105399	0,774298	0,003707	0,801531	0,618100
	803374	0,115344	0,865107	0,001727	0,773689	0,651541
	803342	0,131460	0,912921	0,011563	0,833245	0,689807
	803328	0,108236	0,810522	0,001788	0,782517	0,631851
	803271	0,135693	0,998527	0,004553	0,795092	0,733361
	803144	0,116645	0,946823	-0,007705	0,719309	0,714621
	802910	0,075497	2,754003	-0,020368	0,603703	2,598824
généraliste						
	801203	0,031148	1,029095	-0,004630	0,734901	1,247731
	801646	0,026554	0,760347	0,000119	0,752200	0,952792
	802490	0,037131	1,052575	0,000537	0,847184	1,258620
	802935	0,024256	0,721202	-0,000818	0,686754	0,935046
	803216	0,033129	0,675384	0,009648	0,929008	0,898684
	803555	0,014246	-0,003377	0,014363	0,351847	-0,031163
	803556	0,043074	0,931608	0,010685	0,875621	1,217831
	803557	0,019084	0,543986	0,000171	0,378267	0,562973
	803309	0,040993	1,036578	0,004955	0,964716	1,226067
	803390	0,053999	1,240339	0,010876	0,862484	1,487575
	803423	0,032395	1,002866	-0,002472	0,800155	1,157833

Annexe 2 suite						
Eléments de mesure des rentabilités et risques des OPCVM actions françaises						
millésime						
1999	code valeur	rent mens	beta	alpha	sharpe	henrikson
FCP PEA						
généraliste						
	803469	0,063920	0,996098	0,029289	1,041661	1,317760
	803551	0,016556	0,116054	0,012521	0,657518	0,128666
	803584	0,049149	1,215917	0,006876	0,970608	1,422619
	801182	0,044468	1,077156	0,007019	0,940829	1,321228
	803299	0,028824	0,447957	0,013250	1,178103	0,548312
	803351	0,030031	1,038868	-0,006087	0,692200	1,202846
	803214	0,017865	0,810363	-0,010309	0,456707	0,966184
	803267	0,033461	0,545906	0,014482	1,061255	0,710352
SICAV PEA						
généraliste						
	809846	0,000306	0,323087	-0,010927	0,008540	0,367742
	828181	0,053649	1,257097	0,009944	0,944169	1,472209
	828466	0,031624	1,008118	-0,003425	0,762190	1,198950
	828469	0,035258	1,039124	-0,000869	0,812451	1,230769
	828588	0,029642	1,161846	-0,010752	0,600006	1,304559
	828651	0,048417	1,089142	0,010551	0,994913	1,282581
	829809	0,043000	1,043509	0,006721	0,920102	1,272147
	828449	0,029472	1,027462	-0,006249	0,699566	1,131874
	829175	0,020705	0,746651	-0,005253	0,656257	0,894259
	829970	0,032832	0,903727	0,001412	0,906871	1,054171
	828529	0,030045	1,053971	-0,006598	0,716348	1,198423
	828613	0,091412	1,908443	0,025062	0,863391	2,160063
FCP non PEA						
small caps						
	801174	0,046374	1,167122	0,005747	0,745876	1,087261
	803071	0,034617	0,818447	0,006127	0,765525	0,823043
	803165	0,040913	0,742736	0,015091	0,937976	0,871936
	803159	0,030359	0,805304	0,002362	0,730694	1,034658
	803312	0,085839	0,485509	0,022076	0,861849	0,415800
	803257	0,122284	0,954667	-0,003096	0,747799	0,716597
	803565	0,094612	0,571231	0,019591	0,833445	0,479273
	803332	0,054606	0,300743	0,015108	0,920866	0,281038
	801041	0,051675	0,331569	0,008129	0,841747	0,318743
	803444	0,122451	0,979255	-0,006158	0,743896	0,723605
	803318	0,138593	0,976197	0,010385	0,845041	0,725782
	803302	0,130168	1,040738	-0,006516	0,709934	0,748670
	803266	0,130336	0,991118	0,000169	0,782101	0,740456
généraliste						
	803235	0,040938	0,998011	0,006241	0,786334	1,253497
	803348	0,032869	0,554270	0,013599	0,944842	0,791392
	803384	0,036667	0,743743	0,010810	0,926471	0,961088
	803538	0,025652	0,759498	-0,000753	0,728173	0,953156
	803571	-0,031838	-0,990063	0,002583	-0,753844	-1,140304
	803442	0,030448	0,963076	-0,003035	0,774984	1,132068
	800193	0,027923	0,805539	-0,000083	0,571874	1,032547

Annexe 2 suite						
Eléments de mesure des rentabilités et risques des OPCVM actions françaises						
millésime						
1999	code valeur	rent mens	beta	alpha	sharpe	henrikson
généraliste						
	801180	0,017382	0,937839	-0,015224	0,422331	1,088924
	802989	0,033566	1,259279	-0,010214	0,635675	1,446895
	803090	0,056398	1,516489	0,003675	0,699605	1,721990
	803131	0,019510	0,771155	-0,007301	0,562324	0,877830
	803179	0,046201	1,420645	-0,003190	0,737023	1,665641
	803183	0,045712	1,074006	0,008373	0,811965	1,382095
	803283	0,049117	1,243705	0,005877	0,674930	1,515570
	803337	0,043632	1,337636	-0,002873	0,692795	1,606946
	803424	0,025323	1,025816	-0,010341	0,549547	1,141353
	801344	0,030001	0,951214	-0,003069	0,672014	1,150326
	803178	0,041345	0,850912	0,011761	0,828597	0,964590
	803245	0,021238	0,656653	-0,001592	0,526500	0,644484
	803398	0,016499	0,505294	-0,001068	0,660672	0,537123
	803429	0,033843	0,480791	0,017128	0,960321	0,544148
	803470	0,041650	0,823118	0,013033	0,842154	0,900023
	803658	0,025423	0,742481	-0,000390	0,792280	0,861445
	803725	0,027587	0,496837	0,010313	0,694628	0,644237
	803831	0,019305	0,541628	0,000474	0,660409	0,650247
	803316	0,002430	0,435743	-0,012719	0,043724	0,296507
	803366	0,014665	0,352469	0,002411	0,450326	0,393452
	801050	0,054548	1,370666	0,006894	0,757542	1,483473
	803367	0,095153	1,315794	0,049408	1,278755	1,519301
	803593	0,115284	2,235383	0,037568	1,018608	2,439038
	800812	0,033286	0,901230	0,001953	0,832125	1,074727
	801808	0,036413	1,251103	-0,007084	0,647729	1,435920
	801869	0,027899	1,195387	-0,013660	0,525934	1,322390
	802786	0,035044	1,242413	-0,008151	0,664173	1,454444
	803032	0,035598	1,030533	-0,000230	0,730733	1,205422
	803075	0,029006	1,194491	-0,012523	0,569507	1,391277
	803077	0,037043	1,223214	-0,005484	0,634311	1,458367
	803166	0,031242	1,295887	-0,013812	0,581276	1,483376
	803237	0,025921	0,746119	-0,000019	0,743882	0,921732
	803244	0,023467	0,903599	-0,007948	0,602690	1,008521
	803320	0,029004	1,052409	-0,007584	0,628474	1,249643
	803372	0,030078	1,228775	-0,012642	0,597316	1,374514
	803379	0,033713	1,216096	-0,008566	0,628105	1,430648
	803392	0,016448	0,465868	0,000251	0,507689	0,539587
	803395	0,047765	1,348855	0,000870	0,762866	1,527231
	803478	0,028289	1,353248	-0,018759	0,524179	1,507357
	803558	0,034419	1,337527	-0,012083	0,625700	1,492342
	802487	0,032272	1,060113	-0,004584	0,716997	1,243005
SICAV non PEA						
small caps						
	828779	0,043502	1,125175	0,004384	0,711441	1,308080
	828465	0,050735	0,281314	0,013789	0,920956	0,268756
	828787	0,064409	0,401573	0,011669	0,858964	0,363598

<b>Annexe 2 suite</b>						
<b>Eléments de mesure des rentabilités et risques des OPCVM actions françaises</b>						
<b>millésime</b>						
<b>1999</b>	<b>code valeur</b>	<b>rent mens</b>	<b>beta</b>	<b>alpha</b>	<b>sharpe</b>	<b>henrikson</b>
généraliste						
	828446	0,029997	0,935824	-0,002538	0,751662	1,086144
	828473	0,044203	1,088524	0,006359	0,707617	1,361911
	828476	0,024802	1,006479	-0,010190	0,552281	1,200598
	828594	0,024645	0,971171	-0,009119	0,524102	1,111292
	828641	0,030438	1,183023	-0,010692	0,589955	1,385108
	828652	0,022801	0,967061	-0,010821	0,526771	1,092366
	828443	0,081656	1,392027	0,033260	1,154571	1,605050
	828442	0,029082	1,173328	-0,011711	0,608999	1,327560
	828445	0,036398	1,307383	-0,009055	0,670564	1,494210
	828481	0,051207	1,195845	0,009631	0,683695	1,375528
	828597	0,027773	1,111372	-0,010865	0,567362	1,314643
	828607	0,032320	0,904409	0,000877	0,747762	1,138786
	828992	0,035930	1,284015	-0,008710	0,643071	1,522294
	829583	0,031610	0,899743	0,000329	0,848830	1,052703
<p>La série des rentabilités mensuelles, des bêtas, alphas, ratios de Sharpe et le bêta 2 de Henrikson et Merton sont présentés. Nous tenons à disposition sur demande les ratios d'information 1 et 2, les ratios de Treynor Mazuy, de Bhattacharya et Pfeleiderer et les éléments ci-dessus par sous période annuelle et suivant les sous périodes de hausse et de baisse du marché.</p> <p>Nous n'indiquons pas les seuils de significativité statistique car ces valeurs se trouvent essentiellement en fin de période d'observation non pour des raisons d'habileté particulière mais en raison de l'existence d'une vague de hausse du marché homogène et puissante. Le développement explicatif est apporté pour chaque mesure dans les différents chapitres de la thèse</p>						

### Annexe 3

Depuis les premiers travaux de Friend *et alii* (1962) plusieurs synthèses de littérature ont été réalisées. Lee *et alii* (1994) Ippolito (1993), Grandin (1998) et Bergeruc (1999) pour ne citer qu'eux. La synthèse ci-dessous est un complément chiffré de ces revues et des références de notre texte de recherche

Date	Auteurs	Morris Pope
1981		
Objet de l'étude	Résultats	
Incidence du niveau du taux sans risque sur le classement des fonds périodicité des paramètres équivalente ou non	le niveau de taux sans risque a peu d'influence sur le classement des portefeuilles  27 portefeuilles sur 30 changent de classement suivant la périodicité choisie par l'observateur	

Date	Auteurs	Lee Rahman
1990		
Objet de l'étude	Résultats	
Utilisation de la méthode de Battacharya et Pfeiderer afin de mesurer l'agressivité des gérants suivant la qualité de l'information reçue	Echantillon de 93 mutual funds étudiés entre janvier 1977 et Mars 1984. Utilisation de l'estimateur de variance de Merton (1980) correction de l'hétéroscédasticité mais les résultats sans et avec correction ne sont pas très différents. Les résultats sont mitigés: 24 fonds ont un alpha positif significatif. 16 ont une qualité d'information positive. Corrélation entre les deux: 47% Seuls 10 fonds ont un market timing et une sélectivité positives. 4 ont un alpha positif sans capacité de market timing 5 montrent un bon market timing sans sélectivité	

Date	Auteurs	Chen Lee	Rahman Chan
1992			
Objet de l'étude	Résultats		
Mesure de market timing et de sélectivité ainsi que des déterminants	Utilisation du modèle de Chen et Stockum qui diffère légèrement du modèle de Treynor et Mazuy (le premier bêta exprime une moyenne le deuxième est un thêta)		
		alpha	bêta
no d'estimations positives		47(24)	93(93)
no d'estimations négatives		46(18)	0
moyenne		0,1376%	0,8554
écart type		0,6534%	0,3050
maximum		3,1907%	1,6810
minimum		-0,9970%	0,2220
	les chiffres entre parenthèses expriment les valeurs significatives au seuil de 10%. Quel que soit l'objectif de gestion, les thêtas sont négatifs. Les auteurs définissent un index d'incertitude qui amène le constat qu'au gain maximal correspond le plus grand degré d'incertitude		

Date	Auteurs	Grinblatt Titman
1992		
Objet de l'étude	Résultats	
Persistence de performance mesurée au moyen de l'extension de la mesure de Jensen (1968-9) utilisation du benchmark p8 des auteurs	<p>Echantillon de 279 mutual funds et de 109 portefeuilles passifs du 31/12/74 jusqu'au 31/12/84. Le biais du survivant existe.</p> <p>Persistence calculée en 3 étapes: création de deux périodes intermédiaires de 5 ans, puis calcul des rentabilités anormales pour chaque fond pour chaque période et , enfin, régression des résultats de la deuxième période sur la première de la deuxième période sur la première.</p> <p>Hypothèse nulle de persistance de performance au cours de la deuxième période.</p> <p>Le résultat est de 0,281 avec un t stat de 2,64 significatif. Le résultat est meilleur mais non significatif pour les portefeuilles passifs</p> <p>Une deuxième régression sur un tirage aléatoire d'échantillon de 60 mois confirme la persistance de performance de la gestion active active (pente 0,42 t stat 4,58) alors que la gestion passive a une pente négative</p> <p>Dernier test réalisé par les meilleurs gérants et les médiocres sur tirage aléatoire 60 mois confirme la capacité de persistance des meilleurs.</p>	

Date	Auteurs	Veit Cheney			
1992					
Objet de l'étude	Résultats				
Recherche de capacité de market timing de 1944 à 1978 suivant les périodes de hausse et de baisse du marché	<p>4 schémas d'évaluation pour 74 mutual funds les années sont bull ou bear</p> <p>1: 26 ans avec marché haussier gain en capital 9 avec marché baissier</p> <p>2: 20 ans avec marché haussier, 6 inchangé (variation &lt; à+ou-3%), 9 baissier</p> <p>3: utilisation de la médiane de l'ensemble de la période: 17 hausses 18 baisses</p> <p>4: suivant l'évolution du S&amp;P 500, 23 ans de hausse et 12 de baisse</p>				
	alpha	bêta	r2	nombre alpha significatif au seuil 5%	bêta significatif au seuil 5%
total	1,037	0,961	0,781	3	74
dont					
schéma 1					
hausse	1,844	0,924	0,587	0	55
baisse	-0,221	0,889	0,494	1	31
schéma 2					
hausse	5,508	0,779	0,465	3	47
inchangé	1,461	0,497	0,277	2	1
baisse	-0,221	0,889	0,494	1	31
schéma 3					
hausse	1,102	0,926	0,503	1	42
baisse	1,181	1,066	0,719	4	68
schéma 4					
hausse	1,838	0,928	0,57	0	61
baisse	0,3	0,917	0,542	4	39
Conclusion des auteurs: il n'y a pas de réelle capacité d'anticipation, au contraire les gérants paraissent passifs au travers des périodes de hausse et de baisse					



<b>Date</b>	<b>Auteurs</b>	Elton	Das
1993		Gruber	Hlavka
<b>Objet de l'étude</b>	<b>Résultats</b>		
La composition du Benchmark modifie-t-elle les performances	Reprise de la base de données de Ippolito. Démonstration que la performance ne peut être attribuée à une meilleure qualité d'information mais aux titres n'appartenant pas au S&P 500. Comparaison de résultats suivant le style de gestion et l'index choisi 143 fonds mesuré de 1965 à 1984. Rappel de l'alpha d'Ippolito (1989)		
	orientation	alpha de Jensen suivant l'indice choisi	
		mono indiciel	tri indiciel
	plus-value	1,63	-4,59
	croissance	0,82	-1,55
	revenu	0,66	-0,68
	mixte	0,34	-1,27
			Ippolito
			0,82
			1,28
			0,45
			0,62

<b>Date</b>	<b>Auteurs</b>	Grinblatt	
1993		Titman	
<b>Objet de l'étude</b>			
mesure de performance sans benchmark			
<b>Résultats</b>			
155 mutual funds étudiés de 1974 à 1984 chaque trimestre sous l'angle des pondérations trimestrielles. Hypothèse nulle d'absence de qualité supérieure d'information signifie que les pondérations ne sont pas corrélées avec les rentabilités Utilisation du test de Wilcoxon en raison de non normalité potentielle des distributions. Rentabilité de 2% par rapport à un portefeuille sans mise de fonds initiale Mais attention aux styles et aux biais (survivant, taille de l'échantillon)			

<b>Date</b>	<b>Auteurs</b>	Bauman	
1994		Miller	
<b>Objet de l'étude</b>	<b>Résultats</b>		
Mesure de la persistance des classements par les rangs et dans des cycles de marché différents	Observation de Déc 1972 à Sep 1991 de 128 fonds en 1972 à 608 en 1983 avec 5 sous périodes de hausse ou de baisse du marché. Pas trimestriel. Première conclusion: l'écart type, le bêta les ratios de Sharpe et de Treynorn'apportent pas de caractère prédictif au travers des cycles de marché Mais, les rentabilités antérieures ont un meilleur pouvoir prédictif		

Date	Auteurs	Hendricks	Zeckhauser
1993		Patel	
Objet de l'étude			
Etude de persistance de performance			
Résultats			
<p>165 mutual funds observés sur la période 1974-88, style de gestion: growth. Aucun frais l'échantillon évolue en taille au fil des ans puisque aucun portefeuille &gt; 1982 n'est inclus</p> <p>Persistance de la performance en excès de l'ordre de 6% ou 3% suivant le benchmark</p> <p>3 benchmarks dont le p8 de Grinblatt et Titman</p> <p>Première étape: étude de la corrélation des séries temporelles pour détecter les tendances de performance à court terme</p> <p>Persistance positive pour les quatre trimestres suivant l'observation et décroissance ensuite jusqu'au huitième trimestre</p> <p>La saisonnalité n'est pas reportée mais il n'existe pas d'effet Janvier selon les auteurs</p> <p>Deuxième étape: l'exploitation du constat de persistance à court terme. Les alphas de Jensen, les ratios de Sharpe et la rentabilité moyenne croissent de façon monotone au travers des octiles constitués des portefeuilles en partant des moins jusqu'au plus performants. Il existe un impact lié aux benchmarks.</p> <p>Lorsque la période d'observation s'étend jusqu'à 4 trimestres, les écarts entre bonnes et mauvaises performances s'accroissent.</p> <p>Le même travail est effectué sur un échantillon de 130 mutual funds n'ayant pas le même objectif de gestion</p> <p>mais les résultats d'ensemble sont conservés: les meilleurs sont à 2,46% au-dessus de la médiane, les moins bons 2,01% au-dessous.</p> <p>Les fonds disparaissant en cours de période affichent de mauvaises performances avant de disparaître</p>			

Date	Auteurs	Koh	Tan
1993		Phoon	
Objet de l'étude	Résultats		
market timing mesuré sur des portefeuilles à Singapour	<p>Utilisation de la méthode Henriksson Merton</p> <p>Période d'évaluation: Janvier 1980- Décembre 1987</p> <p>Test non paramétrique sur toute la période et des sous périodes de 2 ans. Il existe une capacité d'anticipation au seuil de 1%</p> <p>Le test paramétrique non corrigé d'hétéroscédasticité inverse le pronostic.</p> <p>La correction de White Hansen confirme le résultat paramétrique</p>		

Date	Auteurs			
1994			Goetzmann	Ibbotson
Objet de l'étude	Résultats			
persistance de la performance rangs à partir de rentabilités biennuelles. Retrouve-t-on les gagnants et les perdants lors de la période suivante?				
	gagnants 1978-1979	perdants 1978-1979	gagnants 1980-1981	perdants 1980-1981
gagnants 1976-1977	84	54	gagnants 1978-1979	110
perdants 1976-1977	50	88	perdants 1978-1979	38
	gagnants 1982-1983	perdants 1982-1983	gagnants 1984-1985	perdants 1984-1985
gagnants 1980-1981	63	96	gagnants 1982-1983	104
perdants 1980-1981	96	63	perdants 1982-1983	71
	gagnants 1986-1987	perdants 1986-1987	gagnants périodes successives	perdants
gagnants 1984-1985	125	72	486	325
perdants 1984-1985	72	125	initiaux 59,90%	40,10%
			perdants 327	484
			initiaux 40,30%	59,70%
Les résultats établis à partir des alphas de Jensen ne modifient pas fondamentalement les constats				

Date	Auteurs			
1994			Grinblatt	Titman
Objet de l'étude	Résultats			
Utilisation de l'alpha de Jensen de la PPWM des auteurs et du market timing de Treynor Mazuy  complément de l'étude de 1992	Echantillon de 279 mutual funds et de 109 portefeuilles passifs du 31/12/74 jusqu'au 31/12/84. Le biais du survivant existe. Les portefeuilles passifs sans qualité d'information sont supposés ne pas avoir de performance anormale. Sur les 109 passifs, 72 sont construits avec les "anomalies" de rendement. 4 benchmarks. Tous les portefeuilles sont sensibles aux différents benchmarks. Similitude entre l'alpha de Jensen et la PPWM de Grinblatt et Titman peu de fonds dégagent une bonne performance de market timing. Parmi les déterminants de la performance, relation positive avec les changements de composition de portefeuille mais négative avec la taille et les dépenses liées à l'acquisition d'information.			

Date	Auteurs	Malkiel	
1995			
Objet de l'étude			
Analyse des rentabilité des mutual funds de 1971 à 1991.			
Analyse du biais du survivant			
Résultats			
Biais du survivant de 1982 à 1991			
		Rentabilité annuelle en % pour	
		tous fonds existant	index S&P 500
		chaque année	1982 jusque 1994
orientation de gestion			
Recherche gain en capital	16,32	18,08	17,52
Croissance	15,81	17,89	17,52
Small caps croissance	13,46	14,03	17,52
Croissance et revenus	15,97	16,41	17,52
Actions et revenus	15,66	16,90	17,52
Généralistes	15,69	17,09	17,52
Par ailleurs, les bêtas des années 70 sont corrélés avec ceux des années 80.			
Mais les bêtas ne sont pas de bons indicateurs de persistance même s'il y a regroupement par décile			
Bonne persistance des performances durant les années 70 mais les ratios chutent durant les années 80			
	année d'origine	% de gagnants l'année suivante	
	1971	64,80	
	1972	50,00	
	1973	62,60	
	1974	52,10	
	1975	74,40	
	1976	68,40	
	1977	70,80	
	1978	69,70	
	1979	71,80	
	<b>moyenne</b>	<b>65,10</b>	
	1980	36,50	
	1981	62,30	
	1982	56,60	
	1983	56,10	
	1984	53,90	
	1985	59,50	
	1986	60,40	
	1987	39,30	
	1988	41,00	
	1989	59,60	
	1990	49,40	
	<b>moyenne</b>	<b>51,70</b>	
Ainsi, une stratégie d'achat du meilleur décile est payante durant les années 70 mais reste médiocre pendant la décade suivante			

<b>Date</b>	<b>Auteurs</b>	Fletcher
1996		
<b>Objet de l'étude</b>	<b>Résultats</b>	
Etude de performance sur le marché du Royaume Uni	Utilise la méthode de Henriksson Merton et Chen Stockum pour le market timing, remarque l'influence du benchmark choisi 101 Unit Trusts observés de 1980 à 1989. Capacité d'anticipation négative statistiquement significative pour les deux méthodes. Sélectivité statistiquement significative	

<b>Date</b>	<b>Auteurs</b>	Elton Blake Gruber
1996		
<b>Objet de l'étude</b>	<b>Résultats</b>	
Etude de persistance de performance pour mutual fund avec ajustement par le risque	188 portefeuilles passés sous revue entre 1977 et 1993. Rentabilités mesuelles. Utilisation d'un modèle quadri indiciel. Deux périodes: la première de classement, la deuxième d'évaluation de la performance. Incidence significative des frais de gestion. Calcul d'un poids optimal de chaque fonds sur la base des alphas (méthode de Treynor et Black 1973). Pas d'observation de 1 an. Cette méthode permet de dégager une rentabilité en excès de 1,5% par rapport à une équipondération	

<b>Date</b>	<b>Auteurs</b>	Kuberek
1998		
<b>Objet de l'étude</b>	<b>Résultats</b>	
Les styles de gestion et leur influence sur la persistance de performance à court terme	Le critère des bénéfiques est le principal facteur explicatif des rentabilités. Le critère book to Price (taille du bilan) désigné comme essentiel par Fama arrive en deuxième position et confirme l'étude de Roll. Le bêta n'explique pas les rentabilités mais les variations de celles-ci.	

<b>Date</b>	<b>Auteurs</b>	Arteaga Cicotello	Grant
1998			
<b>Objet de l'étude</b>	<b>Résultats</b>		
testent deux hypothèses: La première: la première année d'existence d'un fonds donne-t-elle une rentabilité différente des fonds déjà créés? La deuxième: la probabilité d'une performance supérieure la deuxième année si la première année a été elle-même supérieure n'est pas différente de 50%	Deux styles de gestion servent de base pour les tests: croissance agressive et croissance et revenus.		
	style	croissance agressive	croissance et revenus
		1ère année	existants
	année	1ère année	existants
	1988	17,67%	17,83%
	1989	18,68%	26,29%
	1990	-4,16%	-9,37%
	1991	52,45%	50,78%
	1992	15,63%	12,25%
	1993	15,79%	17,31%
	1994	-0,12%	-1,57%
	1995	32,64%	32,20%
	1996	32,95%	17,09%
	1997	23,81%	19,48%
			1ère année
			existants
			16,32%
			20,94%
			-1,53%
			28,40%
			8,31%
			10,61%
			-0,78%
			30,12%
			22,11%
			25,20%
			15,16%
			23,66%
			-4,76%
			29,10%
			8,57%
			10,91%
			-0,96%
			31,57%
			20,41%
			27,09%
	aucune différence n'est significative mais les auteurs concluent à l'existence d'une tendance en faveur de leur hypothèse La deuxième année tend à une inversion des performances mais il n'est pas possible de rejeter statistiquement l'hypothèse énoncée		

Date	Auteurs	Odean			
1998					
Objet de l'étude	Résultats				
Les investisseurs savent-ils prendre leurs pertes? En marge de l'étude de performance, analyse de gains et pertes sur deux périodes successives de la part des détenteurs de portefeuilles titres. Les traders actifs sont représentatifs du décile qui pratique les ventes les plus nombreuses	deux périodes d'observation: de 1987 à 1990 et 1991-1993 les 11 premiers mois de l'année sont comparés avec Décembre qui devrait connaître les pertes fiscales (l'auteur admet implicitement l'effet Janvier) > de 50 000 mouvements sont étudiés au cours des deux périodes le t stat test l'hypothèse nulle que les différences de proportions de prise de profit ou de pertes sont égales à 0				
		1987-1990	1991-1993	traders actifs	autres
	toute l'année				
	pertes	0,126	0,072	0,079	0,296
	gains	0,201	0,115	0,119	0,452
	différence	-0,075	-0,043	-0,04	-0,156
	t stat	-30	-25	-29	-22
	Décembre				
	pertes	0,143	0,11	0,095	0,379
	gains	0,129	0,097	0,084	0,309
	différence	0,014	0,013	0,01	0,007
	t stat	1,9	2,3	2,3	3,5
	de jan à nov				
	pertes	0,123	0,069	0,078	0,282
	gains	0,207	0,117	0,123	0,469
	différence	-0,084	-0,048	-0,045	-0,187
	t stat	-32	-27	-31	-25

Date	Auteurs	Stewart			
1998					
Objet de l'étude	Résultats				
Recherche les critères de sélection d'un bon gérant. Il s'agit en fait d'une étude de persistance de performance	L'auteur utilise la sélectivité comme le moyen d'identifier les bons gérants. Il divise son échantillon en quintiles et observe le comportement sur des sous périodes de 3 et 5 ans de 1978 à 1996. Conclut à la persistance de performance des meilleurs et conclut aussi à la persistance des médiocres!				

Date	Auteurs	Lunde Timmermann et Blake			
1999					
Objet de l'étude	Résultats				
persistance de performance des Equity Funds anglais. Probabilité de trouver un fonds dans un quartile lors de l'observation suivant un pas de 36 mois le quartile 1 a la plus mauvaise performance relative des fonds observés de février 72 à juin 1995 973 fonds disparus et 1402 fonds survivants	performance antérieure	performance future			
	tous fonds	1	2	3	4
	quartile 1	0,332	0,251	0,212	0,205
	quartile 2	0,224	0,267	0,288	0,221
	quartile 3	0,203	0,297	0,281	0,229
	quartile 4	0,242	0,184	0,219	0,335
	survivants	1	2	3	4
	quartile 1	0,284	0,24	0,221	0,255
	quartile 2	0,225	0,277	0,28	0,218
	quartile 3	0,221	0,303	0,266	0,21
	quartile 4	0,269	0,181	0,232	0,317

<b>Date</b>	<b>Auteurs</b>	Lhabitant
1999		
<b>Objet de l'étude</b>	<b>Résultats</b>	
Étude de performance sur les 60 Investment funds suisses recherche de market timing et de capacité de sélectivité exclusion des small caps et des fonds sectoriels	<p>Constata une structure de frais moins élevée qu'aux USA. alpha de Jensen moyen négatif de 1,78% l'an corrélation négative entre alpha et bêta Mesure de Treynor Mazuy négative mais non significativement Modèle de Henriksson Merton: alpha positif pour 48 fonds négatif pour 10 market timing négatif d'où irrationalité des gérants. Modèle de Battacharya et Pfeleiderer: Pas d'attitude agressive des gérants</p>	

<b>Date</b>	<b>Auteurs</b>	Gupta	Stubbs																																																																								
1999		Prajogi																																																																									
<b>Objet de l'étude</b>	<b>Résultats</b>																																																																										
A partir de l'alpha de Jensen et du ratio d'information, probabilité pour un gagnant ou un perdant de rester dans la catégorie ou d'en changer. Période d'observation 1992-1997 plusieurs styles de gestion sont représentés	<p>probabilité conditionnelle de l'année précédente en %</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th>style</th> <th>US revenus fixes</th> <th>gagnants</th> <th>perdants</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td></td> <td>gagnants</td> <td>32</td> <td>68</td> </tr> <tr> <td></td> <td>perdants</td> <td>66</td> <td>34</td> </tr> <tr> <td></td> <td>Intnal revenus fixes</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td></td> <td>gagnants</td> <td>63</td> <td>37</td> </tr> <tr> <td></td> <td>perdants</td> <td>53</td> <td>47</td> </tr> <tr> <td></td> <td>US grosses capi</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td></td> <td>gagnants</td> <td>48</td> <td>52</td> </tr> <tr> <td></td> <td>perdants</td> <td>35</td> <td>65</td> </tr> <tr> <td></td> <td>US small caps</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td></td> <td>gagnants</td> <td>70</td> <td>30</td> </tr> <tr> <td></td> <td>perdants</td> <td>59</td> <td>41</td> </tr> <tr> <td></td> <td>Actions intnal</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td></td> <td>gagnants</td> <td>57</td> <td>43</td> </tr> <tr> <td></td> <td>perdants</td> <td>64</td> <td>36</td> </tr> <tr> <td></td> <td>Actions marchés émergents</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td></td> <td>gagnants</td> <td>65</td> <td>35</td> </tr> <tr> <td></td> <td>perdants</td> <td>78</td> <td>22</td> </tr> </tbody> </table>			style	US revenus fixes	gagnants	perdants		gagnants	32	68		perdants	66	34		Intnal revenus fixes				gagnants	63	37		perdants	53	47		US grosses capi				gagnants	48	52		perdants	35	65		US small caps				gagnants	70	30		perdants	59	41		Actions intnal				gagnants	57	43		perdants	64	36		Actions marchés émergents				gagnants	65	35		perdants	78	22
style	US revenus fixes	gagnants	perdants																																																																								
	gagnants	32	68																																																																								
	perdants	66	34																																																																								
	Intnal revenus fixes																																																																										
	gagnants	63	37																																																																								
	perdants	53	47																																																																								
	US grosses capi																																																																										
	gagnants	48	52																																																																								
	perdants	35	65																																																																								
	US small caps																																																																										
	gagnants	70	30																																																																								
	perdants	59	41																																																																								
	Actions intnal																																																																										
	gagnants	57	43																																																																								
	perdants	64	36																																																																								
	Actions marchés émergents																																																																										
	gagnants	65	35																																																																								
	perdants	78	22																																																																								

<b>Date</b>	<b>Auteurs</b>	Indro	Hu
1999		Jiang	Lee
<b>Objet de l'étude</b>	<b>Résultats</b>		
La taille i.e. le volume des capitaux investis dans un portefeuille, influe-t-elle sur la performance?	<p>683 fonds non indexés observés de 1993 à 1995. Divisés en 3 styles de gestion suivant classement <i>Morningstar</i> value blend (mixte)growth Classement par déciles rentabilité globale de 1,88% inférieure au SandP 500. Les meilleurs growth, les moins bons: mixtes malgré un coefficient bêta quasiment égal. Notent que le price earning et le price to book expliquent mieux les rentabilités que le r2 univarié. La gestion active donne un résultat proportionnel à la taille. mais l'acquisition de l'information a un coût excessif au-delà d'une certaine taille. Au total, diminution de l'avantage lié à la taille pour les portefeuilles les plus importants. Le style growth a la moins bonne performance en raison de la plus faible flexibilité i.e. possibilité de faire tourner le portefeuille</p>		

<b>Date</b>	<b>Auteurs</b>	Jain
1999		Wu
<b>Objet de l'étude</b>	<b>Résultats</b>	
Influence de la publicité sur le volume de souscriptions et la taille des portefeuilles	<p>La première question est celle de la performance mesurée avant la campagne de publicité et après.</p> <p>294 Mutual funds observés entre le 18/07/1994 et le 30/06/96. avec une seule apparition comptée mais rien n'est dit sur l'importance de la campagne. Sous échantillon de 117 publicités dans lesquelles les fonds ne sont comptés qu'une seule fois.</p> <p>Classement des fonds par style de gestion. Dans l'année qui précède la campagne de publicité, performance supérieure moyenne de 5,98% statistiquement significative.</p> <p>Même constat en utilisant l'alpha de Jensen</p> <p>Dans la période post publicitaire, sous-performance moyenne de 0,82% non significative statistiquement. La publicité permet de drainer des flux. Au total, la taille des fonds avec publicité est de 20% supérieure à celle des autres à caractéristiques de gestion égales.</p>	

<b>Date</b>	<b>Auteurs</b>	Gallo			
1999		Lockwood			
<b>Objet de l'étude</b>	<b>Résultats</b>				
Le changement de gérant améliore-t-il la performance? 69 changements de management mesurés avant et après au moyen de l'alpha et de la mesure de Treynor et Mazuy		nombre global		dont nombre significatif	
		positif	négatif	positif	négatif
	avant				
	alpha	22	47	4	29
	Treynor Matuy	32	37	8	11
	après				
alpha	41	28	7	5	
Treynor Matuy	35	34	15	15	

<b>Date</b>	<b>Auteurs</b>	Christopherson
1999		Ferson Turner
<b>Objet de l'étude</b>	<b>Résultats</b>	
Mesure inconditionnelle et conditionnelle	<p>261 portefeuilles mesurés de 1980 à 1996 ayant plus de 60 mois de données représentatives de la gestion du même manager.</p> <p>Les rentabilités anormales du modèle conditionnel sont plus élevés quel que soit le style de gestion mais ne sont pas statistiquement significatifs.</p> <p>Critique de la méthode de Elton Gruber Blake (1996) sur la pondération des portefeuilles dans un patrimoine. Cette méthode n'est pas meilleure que l'équipondération des meilleurs.</p>	



<b>Date</b>	<b>Auteurs</b>	Volkman	
1999			
<b>Objet de l'étude</b>	<b>Résultats</b>		
Mesure de performance avec alpha de Jensen, modèle de Battacharya Pfeiderer et ce même modèle affecté d'un paramètre afin qu'il puisse être éventuellement négatif Effets de krach de 1987	332 fonds mesurés entre le 30/9/80 et le 31/10/1990 plusieurs benchmarks dont celui de Carhart (1997) quadrifacteur sur la base de Fama et French (1993) auquel est ajouté l'effet momentum de Jegadeesh et Titman (1993)		
	résultats si le risque est stationnaire		
	alpha	%de fonds +	%de fonds -
	S&P 500	0,0016	10,20% 7,80%
	Carhart	-0,0007	5,40% 19,60%
	résultats si le risque est non stationnaire ( Battacharya Pfeiderer)		
	alpha	%de fonds +	%de fonds -
	S&P 500	0,0027	40,70% 0,90%
	Carhart	-0,0001	10,20% 13,30%
	résultats risque non stationnaire ( Battacharya Pfeiderer modifié)		
	alpha	%de fonds +	%de fonds -
	S&P 500	-0,0165	11,40% 45,50%
	Carhart	0,0133	34,90% 26,20%
	les résultats avant et après 1987 font apparaître une absence de sélectivité et de market timing; pas de changement de classement		

<b>Date</b>	<b>Auteurs</b>	Bergeruc	
1999			
<b>Objet de l'étude</b>	<b>Résultats</b>		
Étude du biais du survivant Lien entre les performances des survivants et disparus Les Sicav sont observées sur 14 ans, les FCP sur 5	Comme les différences sont établies par millésime le report synthétique note les grandes lignes de l'étude		
	années avec supériorité des	no d'années	
	Sicav	survivant(e)s	disparu(e)s significatives
	Rentabilité	64,29%	35,71% 3
	alpha de Jensen	71,43%	28,57% 3
	ratio de Sharpe	71,43%	28,57% 3
	sélectivité nette Fama	64,29%	35,71% 4
	FCP		
	Rentabilité	100,00%	0,00% 1
	alpha de Jensen	80,00%	20,00% 1
	ratio de Sharpe	80,00%	20,00% 1
	sélectivité nette Fama	100,00%	0,00% 1
	Confirmation des résultats de Malkiel (1995)		

<b>Date</b>	<b>Auteurs</b>	Chevalier Ellison	
1999			
<b>Objet de l'étude</b>	<b>Résultats</b>		
Le cursus universitaire d'un gérant est-il explicatif des performances?	Observation de la base fournie par Morningstar de 1988 à 1995 à propos du cursus scolaire et universitaire des gérants. Les diplômés sont classés par ordre d'importance croissante L'ancienneté dans le poste de gérant du portefeuille est également prise en considération.		
	Le diplôme d'une école prestigieuse procure une meilleure rentabilité Les gérants plus jeunes ont de meilleures performances avec une différence notable de 8,6 points de base par année d'âge supplémentaire.		
	La performance s'accroît légèrement avec la durée dans le poste		
	Au total, seuls, 38% des fonds sont susceptibles de battre le marché 14% significativement!		

Date	Auteurs	Metrick	
1999			
Objet de l'étude	Résultats		
Les recommandations des lettres d'investissement sont-elles pertinentes?  Les résultats sont décevants	Utilisation d'une base de données the Hulbert Financial Digest qui recense les performances des conseils fournis par les journaux depuis 1980. 153 analyses portent sur une moyenne de durée d'observation de 81 mois et de 25 titres. L'indice de référence est équilibré chaque année.		
	année	nombre de journaux	% de journaux > à l'indice
	1980	15	80,00%
	1981	21	52,40%
	1982	24	70,80%
	1983	34	47,10%
	1984	44	22,70%
	1985	57	52,60%
	1986	59	47,50%
	1987	65	35,40%
	1988	69	44,90%
	1989	69	49,30%
	1990	76	42,10%
	1991	79	67,10%
	1992	81	54,30%
	1993	88	60,20%
	1994	88	39,80%
	1995	90	47,80%
	1996	93	45,10%

Date	Auteurs	Dahlquist	Söderlind
2000		Engström	
Objet de l'étude	Résultats		
mesure des fonds suédois créés essentiellement à partir du début des années 90. Toutes les orientations de gestion sont représentées	Période d'observation de 1993 à 1997 . 80 fonds actions ordinaires avec une liberté d'investissement différente de 46 autres constituent l'échantillon (les auteurs étudient également des fonds obligataires et monétaires) Sur une base de bêtas constants, alpha positif non significatif pour l'échantillon de 80, négatif pour le deuxième		

## Table des graphiques et schémas

Graphique1: Création des OPCVM actions françaises et évolution de l'indice CAC 40.....	4
Graphique 2: Résultats du test de Durbin Watson.....	238
Graphique 3: Détection de l'hétéroscédasticité.....	241
Graphique 4: filtre de Hodrick Prescott.....	244
Graphique 5: Décomposition tendance cycle.....	245
Graphique 6: Performance comparée du CAC 40 et du taux sans risque... ..	251
Graphique 7: Performance des OPCVM actions françaises relative à leur indice.....	257
Graphique 8: Performance des OPCVM actions françaises relative à leur indice Observation triennale.....	259
Graphique 9: Performance des OPCVM actions françaises relative à leur indice Observation par pas de 5 ans.....	261
Graphique 10: Rentabilité anormale des OPCVM style généraliste.....	289
Graphique 11: Rentabilité anormale des OPCVM style petites capitalisations....	293
Graphique 12: Rentabilité anormale des OPCVM style foncier.....	295
Graphique 13: relation alpha bêta des OPCVM.....	331
Schéma 2: Le ratio de Treynor.....	80
Schéma 3: le deuxième ratio de Treynor.....	82
Schéma 4: le ratio de Treynor et Mazuy.....	83
Schéma 5: le ratio de Sharpe.....	86
Schéma 6: l'alpha de Jensen.....	89
Schéma 7: la décomposition de Fama .....	91
Schéma 8: la sélectivité nette de Fama.....	94
Schéma 9: la sélectivité nette de Fama lorsque la rentabilité du portefeuille est inférieure au taux sans risque.....	95
Schéma 10: la sélectivité nette de Fama lorsque la rentabilité du portefeuille est inférieure au taux sans risque et le marché baissier.....	96

Schéma 11: la sélectivité nette de Fama lorsque la rentabilité du portefeuille est supérieure au taux sans risque et le marché baissier .....	97
Schéma 12: déterminants de la rentabilité.....	99
Schéma 13: la récapitulation de la mesure de Fama.....	100
Schéma 14: Illustration d'un ratio de Treynor de signe différent de l'alpha de Jensen.....	106
Schéma 15: Critique de la mesure de Jensen.....	113

## Table des tableaux

Tableau 1: Etude de Lunde Timmerman et Blake.....	36
Tableau 2: Profits tirés d'une stratégie de <i>market timing</i> (Kao Schumacher).....	76
Tableau 3: Phases de hausse et de baisse du marché.....	225
Tableau 4: Distribution des rentabilités des OPCVM actions françaises.....	231
Tableau 5: Résultats du test de normalité de Jarque et Bera.....	233
Tableau 6: Nombre de portefeuilles hors PEA satisfaisant au test de normalité de Jarque et Bera.....	234
Tableau 7: Nombre de portefeuilles PEA satisfaisant au test de normalité de Jarque et Bera.....	235
Tableau 8 Nombre d'OPCVM dégageant sur 1 an une performance supérieure ou inférieure au taux sans risque .....	252
Tableau 9 Nombre d'OPCVM dégageant sur 3 ans une performance supérieure ou inférieure au taux sans risque .....	254
Tableau 10 Nombre d'OPCVM dégageant sur 5 ans une performance supérieure ou inférieure au taux sans risque .....	255
Tableau 11: Classement des OPCVM actions françaises selon l'indice de référence.....	256
Tableau 12 Performance mensuelle relative à leur indice des OPCVM actions françaises, sous période d'observation : 1 an .....	258
Tableau 13 Performance mensuelle relative à leur indice des OPCVM actions françaises, sous période d'observation : 3 ans .....	260
Tableau 14 Performance mensuelle relative à leur indice des OPCVM actions françaises, sous période d'observation : 5 ans .....	262
Tableau 15: Classement des OPCVM actions françaises selon le style de référence.....	263
Tableau 16: Performance moyenne relative à l'indice de référence pour chaque style de gestion.....	264
Tableau 17: Stabilité des orientations de gestion.....	266

Tableau 18: distorsion de performance entre les SICAV et les FCP, distorsion relative à leur indice de référence.....	.267
Tableau 19: distorsion de performance entre les SICAV et les FCP, distorsion en valeurs brutes.....	.268
Tableau 20: distorsion de performance entre les SICAV et les FCP, distorsion relative à leur indice de référence: 3 ans.....	.269
Tableau 21: distorsion de performance entre les SICAV et les FCP, distorsion en valeurs brutes: 3 ans .....	.270
Tableau 22: Distorsion de performance entre les OPCVM PEA et non PEA, distorsion en valeurs brutes.....	271
Tableau 23: Différences de performance au sein du style de gestion valeurs foncières.....	273
Tableau 24: Différences de performance au sein du style de gestion petites capitalisations.....	274
Tableau 25: Différences de performance au sein du style de gestion petites capitalisations: comparaison FCP PEA et non PEA.....	275
Tableau 26: Différences de performance au sein du style de gestion petites capitalisations: comparaison SICAV PEA et non PEA.....	276
Tableau 27: Différences de performance au sein du style de gestion petites capitalisations: comparaison FCP et SICAV non PEA.....	277
Tableau 28: Différences de performance au sein du style de gestion petites capitalisations: comparaison FCP et SICAV PEA.....	277
Tableau 29: Différences de performance au sein du style généraliste.....	279
Tableau 30: Différences de performance au sein du style généraliste: comparaison FCP PEA et non PEA.....	280
Tableau 31: Différences de performance au sein du style généraliste: comparaison SICAV PEA et non PEA.....	281
Tableau 32: Différences de performance au sein du style généraliste: comparaison FCP et SICAV non PEA.....	282
Tableau 33: Différences de performance au sein du style généraliste: comparaison FCP et SICAV PEA.....	283
Tableau 34: Différences de performance au sein du style de gestion or et matières premières .....	284
Tableau 35: Différences de rentabilité anormale au sein du style de gestion généraliste entre FCP et SICAV .....	.290

Tableau 36: Différences de rentabilité anormale au sein du style de gestion généraliste entre FCP PEA et non PEA.....	291
Tableau 37: Différences de rentabilité anormale au sein du style de gestion généraliste entre SICAV PEA et non PEA.....	292
Tableau 38: Différences de rentabilité anormale au sein du style de gestion petites capitalisations entre FCP et SICAV PEA et non PEA.....	294
Tableau 39: Mesure de risque systématique dans les périodes de hausse et de baisse du marché.....	297
Tableau 40: Mesure de risque systématique dans les périodes de hausse et de baisse du marché, style généraliste non PEA.....	298
Tableau 41: Mesure de risque systématique dans les périodes de hausse et de baisse du marché, style généraliste PEA.....	299
Tableau 42: Mesure de risque systématique dans les périodes de hausse et de baisse du marché, style petites capitalisations PEA.....	300
Tableau 43: Ratio de Sharpe pour chaque style de gestion.....	303
Tableau 44: Ratio de Sharpe pour chaque style de gestion, classement en rangs par périodes annuelles.....	304
Tableau 45: Ratio de Sharpe pour chaque style de gestion: style foncier.....	305
Tableau 46: Ratio de Sharpe pour chaque style de gestion: style matières premières.....	306
Tableau 47: Ratio de Sharpe pour chaque style de gestion: style petites capitalisations.....	307
Tableau 48: Ratio de Sharpe pour chaque style de gestion: style généraliste.....	308
Tableau 49: Ratio de Sharpe style généraliste différence FCP PEA non PEA.....	309
Tableau 50: Ratio de Sharpe style généraliste différence SICAV PEA non PEA	309
Tableau 51: Ratio de Sharpe style généraliste différence FCP PEA non PEA durant les phases de hausse et de baisse du marché.....	310
Tableau 52: Ratio de Sharpe style généraliste différence SICAV PEA non PEA durant les phases de hausse et de baisse du marché.....	311
Tableau 53: Ratio de Treynor et Mazuy, style de gestion foncier.....	316
Tableau 54: Ratio de Treynor et Mazuy, style de gestion petites capitalisations.....	317
Tableau 55: Ratio de Treynor et Mazuy, style de gestion généraliste.....	317

Tableau 56: Ratio de Treynor et Mazuy, FCP style de gestion généraliste.....	318
Tableau 57: Ratio de Treynor et Mazuy, SICAV style de gestion généraliste.....	319
Tableau 58: Ratio de Henrikson et Merton, style de gestion foncier.....	320
Tableau 59: Ratio de Henrikson et Merton, style de gestion petites capitalisations.....	321
Tableau 60: Ratio de Henrikson et Merton, style de gestion généraliste.....	322
Tableau 61: Ratio de Henrikson et Merton, FCP style de gestion généraliste.....	322
Tableau 62: Ratio de Henrikson et Merton, SICAV style de gestion généraliste.....	323
Tableau 63: Ratio de Bhattacharya et Pfeleiderer, style de gestion foncier... ..	324
Tableau 64: Ratio de Bhattacharya et Pfeleiderer, style de gestion petites capitalisations.....	325
Tableau 65: Ratio de Bhattacharya et Pfeleiderer, style de gestion généraliste .	326
Tableau 66: Ratio de Bhattacharya et Pfeleiderer, FCP style de gestion généraliste.....	327
Tableau 67: Ratio de Bhattacharya et Pfeleiderer, SICAV style de gestion Généraliste.....	327
Tableau 68: relation alpha bêta durant les phases de hausse et de baisse du marché.....	332
Tableau 69: relation alpha bêta 2 de Treynor et Mazuy durant les phases de hausse et de baisse du marché.....	333
Tableau 70: relation alpha bêta 2 de Henrikson et Merton durant les phases de hausse et de baisse du marché.....	334
Tableau 71: persistance de performance des OPCVM étude annuelle.....	341
Tableau 72: persistance de performance des OPCVM étude annuelle évolution de la rentabilité par quartiles.....	342
Tableau 73: persistance de performance des OPCVM étude triennale.....	343
Tableau 74: persistance de performance des OPCVM étude triennale évolution de la rentabilité par quartiles.....	344
Tableau 75: persistance de la performance des OPCVM durant les périodes de hausse et de baisse du marché.....	345



Tableau 76: persistance de performance des OPCVM durant les périodes de hausse et de baisse du marché évolution de la rentabilité par quartiles.....	346
Tableau 77: Persistance de la performance des OPCVM étude annuelle, utilisation du ratio d'information.....	347
Tableau 78: Persistance de la performance des OPCVM étude annuelle, évolution de la rentabilité par quartiles utilisation du ratio d'information.....	348
Tableau 79: Persistance de la performance des OPCVM étude triennale, utilisation du ratio d'information.....	349
Tableau 80: Persistance de la performance des OPCVM étude triennale, évolution de la rentabilité par quartiles utilisation du ratio d'information.....	350
Tableau 81: Persistance de la performance des OPCVM étude annuelle, utilisation du ratio de Sharpe.....	351
Tableau 82: Persistance de la performance des OPCVM étude annuelle, évolution de la rentabilité par quartiles utilisation du ratio de Sharpe.....	352
Tableau 83: Persistance de la performance des OPCVM étude triennale, utilisation du ratio de Sharpe.....	353
Tableau 84: Persistance de la performance des OPCVM étude triennale, évolution de la rentabilité par quartiles utilisation du ratio de Sharpe.....	354
Tableau 85: Persistance de la performance des OPCVM étude annuelle, utilisation de l'alpha de Jensen.....	355
Tableau 86: Persistance de la performance des OPCVM étude annuelle, évolution de la rentabilité par quartiles utilisation de l'alpha de Jensen .....	356
Tableau 87: Persistance de la performance des OPCVM étude triennale, utilisation de l'alpha de Jensen.....	357
Tableau 84: Persistance de la performance des OPCVM étude triennale, évolution de la rentabilité par quartiles utilisation de l'alpha de Jensen.....	358
Tableau 89: Persistance de la performance des OPCVM étude annuelle style généraliste hors PEA.....	359
Tableau 90: Persistance de la performance des OPCVM étude annuelle, évolution de la rentabilité par quartiles style généraliste hors PEA.....	360
Tableau 91: Persistance de la performance des OPCVM étude annuelle style généraliste PEA.....	361
Tableau 92: Persistance de la performance des OPCVM étude annuelle, évolution de la rentabilité par quartiles style généraliste PEA.....	362

Tableau 93: Persistance de la performance des OPCVM étude triennale style de gestion généraliste non PEA .....	363
Tableau 94: Persistance de la performance des OPCVM étude triennale, évolution de la rentabilité par quartiles style de gestion généraliste non PEA .....	364
Tableau 95: Persistance de la performance des OPCVM étude triennale style de gestion généraliste PEA .....	365
Tableau 96: Persistance de la performance des OPCVM étude triennale, évolution de la rentabilité par quartiles style de gestion généraliste PEA .....	366
Tableau 97: Performance des OPCVM créés au cours de l'exercice comparée à celle des OPCVM existant au début de l'exercice.....	367

## Table des matières

Sommaire.....	1
Introduction.....	3
<b>Partie 1 Les éléments de la théorie du marché financier.....</b>	<b>13</b>
<b>Chapitre 1 La rentabilité d'un portefeuille.....</b>	<b>15</b>
Introduction.....	15
1 Rentabilité avec une seule opération de placement à l'origine.....	16
2 Le taux de rentabilité moyen et le taux de rentabilité en glissement.....	17
3 Rentabilité avec des mouvements de fonds .....	18
3-1 Le taux de rentabilité pondéré par les capitaux investis.....	18
3-2 Le taux de rentabilité interne.....	19
3-3 Le taux de rentabilité pondéré par la durée.....	19
3-4 Le taux de rentabilité logarithmique.....	20
4 Le réinvestissement du coupon.....	21
5 La rentabilité et le risque.....	22
5-1 La rentabilité attendue.....	22
5-2 Le risque.....	23
6 Le risque systématique d'un portefeuille.....	23
7 Le risque spécifique d'un portefeuille.....	24
Conclusion.....	25
<b>Chapitre 2 Les biais de la mesure de rentabilité.....</b>	<b>27</b>
Introduction.....	27
1 Les coûts de gestion et de distribution.....	27
1-1 les conséquences psychologiques.....	28
1-2 Les aspects réglementaires.....	28

1-3 L'influence de la mercatique.....	29
2 Le biais du survivant.....	30
2-1 L'origine du biais.....	31
2-2 Une importance minimisée pour certains.....	31
2-3 Une position plus nuancée pour d'autres.....	31
2-4 Une explication de la disparition des portefeuilles.....	36
3 Le biais de sélection.....	38
Conclusion.....	39

### **Chapitre 3 Les Benchmarks.....40**

Introduction.....	40
1 Définition .....	41
2 La composition du benchmark.....	42
3 Les indices de la bourse de Paris.....	48
3-1 Le CAC 40.....	49
3-2 Le SBF 250.....	50
3-3 L'indice du Second Marché.....	50
3-4 L'indice du Nouveau Marché.....	50
3-5 Le taux sans risque .....	51
Conclusion.....	51

### **Chapitre 4 Les styles de Gestion.....53**

Introduction.....	53
1 Les facteurs explicatifs des rentabilités.....	54
1-1 L'étude de Grinblatt et Titman.....	54
1-2 L'étude de Fama et French.....	54
1-3 L'étude de Chan <i>et alii</i> .....	55
2 Les styles de gestion.....	57
2-1 La gestion active.....	57
2-2 L'analyse de Sharpe.....	58
2-3 Les travaux de Brown et Goetzmann.....	59
2-4 Les principaux styles de gestion.....	60
Conclusion.....	63

## **Partie 2 Les modèles de mesure de performance.....65**

### **Chapitre 1 Le ratio d'information et ses dérivés.....67**

Introduction : les définitions.....	67
1 Le ratio d'information.....	68
1-1 la première présentation du ratio d'information.....	69
1-2 Le ratio d'information avec un bêta estimé.....	70
1-3 L'interprétation du ratio d'information.....	71
2 La mesure d'Aftalion et Poncet.....	73
3 Le modèle de Kao et Shumaker.....	75
Conclusion.....	76

### **Chapitre 2 Les mesures de performance classiques.....78**

Introduction.....	78
1 La mesure de Treynor.....	79
2 La mesure de Treynor et Mazuy.....	82
3 Le ratio de Sharpe.....	84
4 L'alpha de Jensen.....	88
5 La décomposition de Fama.....	90
5-1 La décomposition du risque spécifique.....	91
5-2 La décomposition du risque systématique.....	98
5-3 La récapitulation du risque selon Fama.....	99
6 La mesure de Cornell.....	100
7 Comparaison des mesures classiques.....	102
7-1 les ratios de Treynor et de Sharpe.....	103
7-2 Les ratios de Treynor et de Jensen.....	104
7-3 La mesure de Jensen et de Sharpe.....	106
7-4 La mesure de Black Treynor.....	108
Conclusion.....	109

### **Chapitre 3 Les autres mesures de *market timing* .....110**

Introduction : les premiers constats.....	110
1 L'étude de Grant.....	111
2 L'étude de Grinblatt et Titman (1989).....	113
2-1 Critique de la mesure de Jensen.....	113
2-2 la <i>positive period weighting measure</i> .....	114
3 La mesure de Henrikson et Merton.....	119
4 La mesure de Veit et Cheney.....	125
5 La mesure de Moses Cheney et Veit.....	129
6 La nouvelle mesure de Jensen.....	130
7 L'apport de Bhattacharya et Pfeleiderer.....	133
8 Les modèles multi facteurs Les modèles conditionnels.....	136
Conclusion.....	140

#### **Chapitre 4 La persistance de la performance.....145**

Introduction.....	141
1 Le modèle de Goetzmann et Ibbotson.....	142
2 Le modèle de Grinblatt et Titman.....	143
3 Le modèle de Hendricks Patel et Zeckhauser.....	143
4 L'analyse de Bauman et Miller .....	145
5 l'étude de Elton Gruber et Blake.....	147
6 L'analyse de Jain et Wu.....	149
Conclusion.....	150

#### **Chapitre 5 Les études empiriques.....152**

Introduction.....	152
1 Les études de référence.....	153
Sharpe (1966)	
Treyner et Mazuy (1966)	
Jensen (1968)	
Mac Donald (1974)	
2 Les études privilégiant la capacité de sélectivité.....	154
Grinblatt et Titman (1989)	

Malkiel (1995)	
3 Les études privilégiant le <i>market timing</i> .....	156
Kon et Jen (1979)	
Veit et Cheney (1982)	
Connor et Korajczyk (1991)	
Becker, Ferson, Myers, Schill (1999)	
Volkman (1999)	
4 Les études portant à la fois sur la sélectivité et le risque.....	159
Kon (1983)	
Henrikson (1984)	
Chang et Lewellen (1984)	
Chen et Stockum (1986)	
Lehmann et Modest (1987)	
Lee et Rahman (1990)	
Chen, Lee, Rahman et Chan (1992)	
Fletcher (1995)	
Christopherson, Ferson et Glassman (1998)	
Christopherson, Ferson et Turner (1999)	
Bergeruc (1999)	
Lhabitant (1999)	
Wermers (2000)	
5 Les études portant sur les autres paramètres de mesure.....	170
Ippolito (1989)	
Ippolito (1993)	
Elton Gruber Das et Hlavka (1993)	
Arteaga, Ciccotello et Grant (1998)	
Gupta Prajogi et Stubbs (1999)	
Indro, Jiang, Hu et Lee (1999)	
6 Les mesures de persistance de la performance.....	177
Bogle (1992)	
Grinblatt et Titman (1992) (1994)	
Hendricks Patel et Zeckhauser (1993)	
Goetzmann et Ibbotson (1994)	
Bauman et Miller (1994)	
Elton, Gruber et Blake (1996)	

Jain et Wu (2000)	
7 Une étude sans <i>benchmark</i> .....	187
Grinblatt et Titman (1993)	
8 Le diplôme des gérants.....	188
Chevalier et Ellison (1999)	
Conclusion .....	191

### **Partie 3 L'évaluation de la performance des OPCVM actions françaises.....196**

#### **Chapitre 1 Présentation des hypothèses..... 199**

Introduction.....	199
1 Hypothèse 1 Les gérants battent en moyenne le marché.....	200
1-1 L'ensemble des OPCVM.....	200
1-2 Le style de gestion.....	201
1-3 Distinction des SICAV et des Fonds Communs de Placement.....	201
1-4 L'incidence de la fiscalité.....	202
2 Les gérants face aux mesures de risque systématique et spécifique.....	202
2-1 Les gérants sont capables de dégager une rentabilité "anormale"....	202
2-2 La valeur du bêta suit-elle les mouvements du marché?.....	203
2-3 La mesure de Treynor.....	203
2-4 La mesure de Sharpe.....	203
2-5 La mesure de <i>market timing</i> de Treynor et Mazuy.....	204
2-6 La mesure de <i>market timing</i> de Henrikson et Merton.....	204
2-7 La mesure de <i>market timing</i> de Bhattacharya et Pfeleiderer.....	204
3 La relation entre le risque systématique et le risque spécifique.....	205
3-1 La corrélation alpha bêta.....	205
3-2 La mesure de Fama.....	205
4 Les indicateurs de persistance de performance.....	206
4-1 Quelle mesure suivre?.....	206
4-2 Faut-il investir dans un nouveau portefeuille?.....	206



5 La stratégie d'investissement basée sur l'arbitrage en faveur des portefeuilles estimés les meilleurs.....	207
5-1 Une stratégie équipondérée.....	207
5-2 Une stratégie avec pondération.....	207
5-3 La comparaison des deux stratégies.....	207
6 La base de données.....	208
6-1 Description.....	208
6-2 Le tri des portefeuilles.....	208
6-3 L'intervalle d'observation.....	209
6-4 Les objectifs de gestion.....	209
6-5 La fiscalité.....	209
6-6 Les portefeuilles disparus.....	210
6-7 Les frais et commissions.....	210
6-8 Synthèse des critères: les portefeuilles observés.....	211
Conclusion.....	213

## **Chapitre 2 Contraintes de gestion et choix méthodologiques..... 214**

Introduction.....	214
1 La rentabilité et les normes de l'AIMR.....	215
2 Les directives de la COB.....	217
2-1 l'information.....	218
2-2 La gestion et les contraintes réglementaires.....	220
3 Les changements d'objectif de gestion.....	222
4 Les indices de référence.....	222
4-1 Le taux sans risque.....	223
4-2 Les indices des marchés actions retenus.....	223
5 L'utilisation d'une référence simple ou multiple.....	224
6 Les oscillations du marché.....	225
Conclusion.....	226

## **Chapitre 3 Aspects statistiques de la distribution des rentabilités.....227**

Introduction.....	227
1 L'asymétrie des distributions .....	229

2 L'aplatissement des distributions.....	230
3 Test de normalité.....	232
4 Confirmation des différences de distribution, test de Kruskal Wallis.....	236
5 L'auto corrélation des résidus.....	237
5-1 Le test de Durbin Watson.....	237
5-2 Le modèle de Box et Jenkins.....	239
6 L'hétéroscédasticité.....	240
6-1 la détection de l'hétéroscédasticité.....	240
6-2 Importance de la période d'observation.....	241
6-3 Le filtre de Hodrick et Prescott.....	242
6-4 Test de normalité mené durant la période 1992-1997.....	245
6-5 Le traitement de l'hétéroscédasticité.....	246
7 Méthodologie à utiliser lorsque les volumes de souscriptions sont connus.....	248
Conclusion.....	249

## **Chapitre 4 La performance moyenne des OPCVM actions françaises de Mars 1988 à Février 2000.....250**

Introduction.....	250
1 La performance des OPCVM et le taux sans risque.....	251
2 les performances des OPCVM face à leur indice de référence.....	255
2-1 la comparaison annuelle.....	256
2-2 sur une sous période de 3 et 5 ans .....	259
3 L'influence du style de gestion sur la performance.....	262
3-1 l'étude des moyennes.....	263
3-2 La stabilité des orientations de gestion.....	265
4 Distinction de performance entre SICAV et FCP.....	266
4-1 Observation annuelle.....	267
4-2 Observation sur 3 ans.....	268
5 L'incidence de la fiscalité.....	269
6 Etude croisée des performances.....	272
6-1 Le style de gestion consacré aux valeurs foncières.....	272
6-2 Le style des petites capitalisations.....	274

6-3 Le style généraliste.....	278
6-4 Le style matières premières, or et métaux précieux.....	283
Conclusion.....	285

## **Chapitre 5 les OPCVM actions françaises: les mesures de performance et de risque.....287**

Introduction.....	287
1 Existe-t-il une rentabilité anormale?.....	288
1-1 Le style généraliste.....	289
1-2 Les Petites capitalisations.....	292
1-3 Le style Foncier.....	294
2 Le risque systématique.....	296
2-1 Le résultat global.....	296
2-2 Le risque systématique et le style de gestion.....	297
3 La mesure de Treynor.....	301
4 Le ratio de Sharpe.....	302
4-1 Le ratio de Sharpe par millésime.....	303
4-2 Le ratio de Sharpe durant les phases de hausse et de baisse du marché.....	310
Conclusion.....	311

## **Chapitre 6: les OPCVM actions françaises, les mesures de *market timing*.....313**

Introduction.....	313
1 Le modèle de Treynor et Mazuy.....	314
1-1 Les résultats d'ensemble.....	315
1-2 Le style foncier.....	315
1-3 Le style Petites Capitalisations.....	316
1-4 Le style généraliste.....	317
2 La mesure de Henrikson et Merton.....	319
2-1 Le style de gestion foncier.....	320
2-2 Le style des petites capitalisations.....	321

2-3 Le style de gestion généraliste.....	321
3 La mesure de Bhattacharya et Pfeleiderer.....	324
3-1 Le style de gestion foncier.....	324
3-2 Le style des petites capitalisations.....	325
3-3 Le style de gestion généraliste.....	325
Conclusion.....	328

## **Chapitre 7: les relations entre les mesures de performance.....329**

Introduction.....	329
1 Corrélation alpha bêta.....	330
1-1 ensemble de la période.....	330
1-2 les phases de hausse et de baisse.....	332
2 La corrélation dans les mesures de Treynor et Mazuy et de Henrikson et Merton.....	333
2-1 Dans le modèle de Treynor et Mazuy.....	333
2-2 Dans la mesure de Henrikson et Merton.....	333
3 L'effet de diversification de Fama.....	334
Conclusion.....	335

## **Chapitre 8: la persistance de la performance.....337**

Introduction.....	337
1 point méthodologique.....	338
2 La performance passée est-elle annonciatrice de la performance future?.....	340
2-1 Périodicité annuelle.....	340
2-2 Périodicité triennale.....	343
2-3 les phases de hausse et de baisse du marché.....	344
3 la persistance de la performance et les ratios de mesure classiques.....	346
3-1 Le ratio d'information .....	347
3-2 le ratio de Sharpe.....	350
3-3 l'alpha de Jensen.....	354
4 le style de gestion, la fiscalité et la persistance de performance.....	358
5 Est-il rentable d'investir dans un portefeuille collectif nouvellement créé?.....	367

Conclusion.....	368
Conclusion de la troisième partie.....	369
<b>Conclusion et perspectives.....</b>	<b>371</b>
<b>Bibliographie.....</b>	<b>375</b>
<b>Annexes.....</b>	<b>398</b>
<b>Table des graphiques et Schémas.....</b>	<b>439</b>
<b>Table des tableaux.....</b>	<b>441</b>

