

**HEC MONTRÉAL**

**Alpha de fonds ou alpha de manager ?**

**Par**

**Benjamin AKPA**

**Sciences de la gestion**

**(Option Finance)**

*Mémoire présenté en vue de l'obtention  
du grade de maîtrise ès sciences en gestion  
(M. Sc.)*

Mars 2018

© Benjamin Akpa, 2018

## Résumé

Nous voulons répondre à l'interrogation suivante : L'alpha est-il dû aux aptitudes du manager ou découle t-il de l'institution financière dans le quel se trouve le manager? Nous avons constaté que lorsqu'un gestionnaire change de fonds, ses performances ne sont pas affectées. L'alpha produit n'est donc pas dû à l'institution financière dans laquelle se trouve le gestionnaire. Nous avons également constaté que les alphas observés sont le fruit du hasard. Les alphas ne relèvent pas des compétences des gestionnaires. En conclusion, le alpha n'est ni dû aux compétences du gestionnaire, ni dû à l'institution financière.

**Mots clés :** Alpha, Aptitude managériale, *Bootstrapping*, Fonds Mutuel, Modèle à facteurs

## **Abstract**

*Our objective is to answer the following question: Is the alpha due to the skills of the manager or does it arise from the financial institution for which the manager is working? We noted that when a manager changes funds, her/his performance is not affected. The alpha produced is therefore not due to the financial institution in which the manager is located. We also found that the alphas observed are the result of chance. Alphas do not fall within the competence of managers. In conclusion, the alpha is neither due to the skills of the manager, nor due to the financial institution for which the manager is working.*

**Keywords :** *Alpha, Bootstrapping, Factor model, Managerial Skill, Mutual Fund*

# Table des matières

|  |    |
|--|----|
| Table des matières.....  | 4  |
| Liste des tableaux et des graphiques.....  | 6  |
| Liste des abréviations.....  | 8  |
| Remerciements.....   | 9  |
| Introduction.....  | 10 |
| 1 Revue de la littérature.....   | 15 |
| 1.1 Débat sur l'existence du alpha.....  | 15 |
| 1.2 Littérature sur la méthode de bootstraping.....  | 18 |
| 2 Méthodologie.....  | 23 |
| 2.1 Traitement de la base de données : Fonds mutuels.....  | 23 |
| 2.2 Base de données : Facteurs de risques, taux de marché et taux sans risque.....                   | 28 |
| 2.3 Biais de survie.....   | 29 |
| 2.4 Modèles à facteurs.....  | 29 |
| 2.4.1 Modèle de Jensen.....  | 30 |
| 2.4.2 Modèle de Carhart.....   | 31 |
| 2.5 Test d'hypothèses.....   | 32 |
| 2.6 Bootstraping.....  | 32 |
| 2.6.1 Kosowski et al. ....   | 32 |
| 2.6.2 Fama et French ....  | 34 |
| 2.7 Application des modèles.....   | 35 |
| 3 Résultats.....   | 37 |
| 3.1 Analyse Statistique.....   | 37 |
| 3.1.1 Analyse statistique : Échantillon intégral et marché.....                                      | 37 |
| 3.1.2 Analyse statistique : Managers ayant changés d'institutions financières.....                   | 38 |
| 3.1.3 Analyse statistique : Managers dont le fonds a fait l'objet de fusion ou<br>d'acquisition..... | 39 |
| 3.1.4 Analyse statistique : Discussion.....  | 40 |
| 3.2 Résultats des régressions selon les modèles de Jensen et de Carhart.....                         | 42 |

|   |    |
|---|----|
| 3.2.1 Résultats des régressions sur l'échantillon intégral.....   | 42 |
| 3.2.2 Résultats des régressions sur l'échantillon comprenant les managers ayant<br>changés d'institutions financières.....                | 44 |
| 3.2.3 Résultats des régressions sur l'échantillon comprenant les managers dont<br>le fonds a fait l'objet de fusion ou d'acquisition..... | 47 |
| 3.3 Résultats des bootstrapping.....  | 50 |
| 3.3.1 Bootstrapping de Kosowski et al. (2006).....  | 50 |
| 3.3.2 Bootstrapping de Fama et French (2010).....   | 54 |
| Conclusion.....   | 57 |
| Bibliographie.....  | ii |
| Annexes.....  | iv |

## Liste des tableaux et des graphiques

### Tableaux :

- Tableau 1 : Exemples les plus fréquents de doublons
- Tableau 2 : Résumé de la base de donnée
- Tableau 3 : Analyse statistique
- Tableau 4 : Résultats des régressions sur l'échantillon intégral
- Tableau 5 : Résultats des régressions sur l'échantillon comprenant les managers ayant changés d'institutions financières
- Tableau 6 : Résultats des régressions sur l'échantillon comprenant les managers dont le fonds a fait l'objet de fusion ou d'acquisition
- Tableau 7 : Tableau des résultats du modèle de *bootstrapping* selon Kosowski et al. (2006)
- Tableau 8 : Tableau des résultats du modèle de *bootstrapping* selon Fama et French (2010).
- A. 1 : Étapes du traitement de la base de données
- C. 1 : Statistiques complémentaires des régressions (Échantillon intégral)
- C. 2 : Statistiques complémentaires des régressions (Changement d'institution financière - Jensen)
- C. 3 : Statistiques complémentaires des régressions (Changement d'institution financière - Carhart)
- C. 4 : Statistiques complémentaires des régressions (Fusion ou acquisition - Jensen)
- C. 5 : Statistiques complémentaires des régressions (Fusion ou acquisition - Carhart)
- D. 1 : Matrice de corrélation (Échantillon Intégral)
- D. 2 : Matrice de corrélation (Avant changement d'institution financière)
- D. 3 : Matrice de corrélation (Après changement d'institution financière)
- D. 4 : Matrice de corrélation : (Avant fusion ou acquisition)
- D. 5 : Matrice de corrélation (Après fusion ou acquisition)

## **Graphiques :**

- Graphique 1 : Distribution des alphas dus à la chance (selon le bootstrapping de Kosowski et al. (2006))
- Graphique 2 : Distribution des alphas dus à la chance (selon le bootstrapping de Fama et French (2010))
- B. 1 : Distribution des rendements (Échantillon intégral & Marché)
- B. 2 : Distribution des rendements (Échantillons : Changement d'institution financière)
- B. 3 : Distribution des rendements (Échantillons : Fusion ou acquisition).
- E. 1 : Graphiques du *bootstrapping* (Échantillon intégral)
- E. 2 : Graphiques du *bootstrapping* (Changement d'institution financière - Jensen)
- E. 3 : Graphiques du *bootstrapping* (Fusion ou acquisition - Jensen)
- E. 4 : Graphiques du *bootstrapping* (Changement d'institution financière - Carhart)
- E. 5 : Graphiques du *bootstrapping* (Fusion ou acquisition - Carhart)

## Liste des abréviations

ASG – Actif Sous Gestion

CAPM – *Capital Asset Pricing Model*

CBIO - Compagnie Britannique des Indes Orientales

CRSP - *Center for Research in Security Prices*

ETF - *Exchang Traded Fund*

EQ – *Equity Funds*

FNB – Fonds Négocié en Bourse

HML – *High Minus Low*

MÉDAF - Modèle d'Évaluation Des Actifs Financiers

NAV – *Net Asset Value*

SMB – *Small Minus Big*

UMD – *Up Minus Down*

WRDS – *Wharton Research Data Services*

## Remerciements

La réalisation de ce mémoire a été possible grâce au concours de plusieurs personnes à qui je voudrais témoigner toute ma reconnaissance.

En premier lieu ma famille pour le soutien inconditionnel qu'elle m'a apportée. J'adresse toute ma gratitude à mon directeur de mémoire Monsieur Iwan Meier pour sa patience, ses conseils et le temps qu'il m'a accordé. Je tiens tout particulièrement à remercier Monsieur Martin Boyer pour son aide, Monsieur Nicolas Papageorgiou qui, par son cours, m'a donné l'idée de ce mémoire et Monsieur Gunnar Grass pour m'avoir initié à Matlab.

Je voudrais exprimer ma reconnaissance envers les amis qui m'ont apporté leur support moral et intellectuel tout au long de cette aventure. Un grand merci à Shaza Diallo et Armand Kwenthieu.

*Je dédicace ce travail à ma mère Véronique Akpa ainsi qu'à mon regretté Charles-Henri Pham.*

## Introduction

Les actifs des fonds commun de placement ont une valeur de plus de 40 trillions de dollars dans le monde<sup>1</sup>. Aux États-Unis, l'industrie des fonds communs de placement représentent près de 16.3 trillions de dollars dont la moitié (52%) des actifs nets sont gérés par des fonds d'équité (*Equity Mutual Funds*). En 2016, près de 22% des actifs financiers des ménages américains étaient investit dans des fonds communs de placement. Cela montre la place qu'occupent des fonds communs de placement dans la société américaine. Savoir si les performances de ces fonds découlent des aptitudes des managers ou non a une réelle importance pour la société.

La performance est l'une des préoccupations majeures de la finance. Ce dont il est question ici est la performance financière, autrement dit le résultat obtenu d'un investissement financier. Chaque année des centaines de recherches, d'études et d'articles traitant ce sujet sont publiés. Pourquoi ce thème obnubile-t-il le monde de la finance? Parce que la performance permet de différencier un titre financier gagnant d'un titre perdant, une stratégie d'investissement payante d'une stratégie inefficace, un bon gestionnaire de portefeuille d'un mauvais. Les résultats permettent également de justifier les honoraires et boni perçus par les professionnels de la finance et les frais appliqués par les institutions financières.

Les deux critères permettant de distinguer les compétences d'un gestionnaire, sont les talents de sélection de titres financiers et de *market timing*. Le *market timing* est l'aptitude que peut avoir un gestionnaire à investir ou désinvestir dans le marché au bon moment. C'est à dire être en capacité de sentir le marché, prévoir les changements de tendance grâce à des indicateurs techniques ou des données économiques et à agir en conséquence soit en prenant ou fermant une position, soit en renforçant une position en y injectant plus d'argent. Autrement dit, un gestionnaire sachant exécuter la bonne décision au bon moment possède un talent de *market timing*.

---

<sup>1</sup>Source : Investment Company Institute

Autre aptitude essentielle en gestion de portefeuille est celle de la sélection des titres. Si le *market timing* est le fait de savoir quand acheter et quand vendre, la sélection des titres est le fait de savoir quoi acheter et quoi vendre. Il existe plusieurs approches comme celle du *momentum* qui consiste à acheter les titres gagnants et vendre les titres perdants. Il existe la stratégie inverse appelée *contrarian* qui « joue » contre la tendance actuelle du marché en achetant les titres perdants et vendant les titres gagnants. Il existe cependant des stratégies plus complexes en terme de sélection d'actifs financiers basées sur une analyse fondamentale évaluant la valeur d'un actif et/ou son potentiel de croissance.

La performance peut être absolue ou relative, mais seule cette dernière nous intéresse dans cette étude. Dans le cadre de la gestion de portefeuille de titres financiers, la performance peut être comparée soit aux rendements passés du portefeuille, soit aux résultats d'autres fonds d'investissement ou encore à un indice de référence (*benchmark*). Pour évaluer les résultats, il existe plusieurs mesures de performance. L'indicateur de mesures peut prendre en considération le risque sous-jacent à l'investissement, d'autres prendront en compte le moment ou la période où l'investissement a été engagé (*market timing*). La performance peut également être relative au choix de gestion. On distingue deux styles de gestion : la gestion passive et la gestion active.

La gestion passive consiste à répliquer les performances d'un indice de référence ou d'un portefeuille. Cela revient à répliquer le Bêta ( $\beta$ ) d'un portefeuille,  $\beta$  étant le risque systématique ou non-diversifiable. L'idée sous-jacente est que les marchés, étant efficients, reflètent par les prix affichés toutes les informations pertinentes. Ainsi, il serait très peu probable qu'une gestion active puisse battre le marché. Il y a différentes façons de répliquer un indice ou un portefeuille. La première est la réplication pure qui consiste à acheter exactement les mêmes titres contenus dans l'indice de référence (ou le portefeuille ciblé) tout en respectant les pondérations. Cette méthode, nécessitant un constant rebalancement afin de suivre les pondérations et les titres entrants et sortants, engendre beaucoup de frais de transactions. La deuxième méthode est une réplication synthétique où l'on utilise des produits dérivés ayant pour sous-jacent l'indice ciblé

permettant ainsi de réduire considérablement les frais. Enfin, une troisième méthode est celle de la réplique statistique où l'objectif est de répliquer les rendements et le risque de l'indice ou du portefeuille tout en minimisant l'erreur de réplique (*tracking error*) et les coûts. Par rapport à la gestion active, la gestion passive demande moins de recherche, une grande partie du travail peut être automatisé et il y a moins de transactions. Les frais de gestion prélevés auprès des investisseurs sont donc moins élevés que pour une gestion active.

La gestion active repose sur le postulat que les marchés financiers ne sont pas efficaces et qu'il est donc possible de surperformer le marché en déviant de la stratégie d'investissement de l'indice de référence.

Qu'est-ce que l'alpha? L'alpha provient de l'équation du Modèle d'Évaluation Des Actifs Financiers (MÉDAF)<sup>2</sup>. Ce modèle permet d'évaluer le rendement attendu d'un actif financier. L'alpha est une mesure de performance ajustée au risque systématique permettant de calculer le rendement anormal d'un investissement. Étant le rendement excédentaire qu'apporte une gestion active d'un portefeuille financier, l'alpha permet d'évaluer la valeur ajoutée par le gestionnaire. Un alpha inférieur à zéro traduit un rendement insuffisant tandis qu'un alpha positif démontre un rendement excédant les attentes. Un alpha nul signifierait une performance égale à celle d'une gestion passive répliquant l'indice de référence du marché. Dans cette situation, puisque la gestion active a des frais plus élevés qu'une gestion passive, la personne ayant investi dans un fonds ayant une gestion passive aura fait un meilleur placement que celle ayant opté pour un style de gestion active. En résumé, plus le alpha est élevé et meilleur serait le gestionnaire.

L'alpha est un sujet de discordance au sein du monde de la finance. L'existence même de l'alpha est remise en question par certains auteurs. Parmi eux Jensen (1968), Sharpe (1964) ainsi que Treynor et Black (1973) qui ont menés des recherches dont les conclusions tendent à conforter la thèse de marché efficace et donc refusent aux gestionnaires de fonds la capacité de pouvoir battre un portefeuille de marché ajusté en

---

<sup>2</sup> Capital Asset Pricing Model (CAPM)

fonction du risque. Dans l'autre camp, nous avons Ippolito (1993), Grinblatt et Titman (1992), Bollen et Busse (2005) qui, dans des recherches plus récentes, ont des conclusions opposées concernant l'efficience du marché. Hendricks et al. (1993) et Goetzmann et Ibbotson (1994) ont affirmé que la performance passée d'un fonds permet de pouvoir prédire les rendements futurs. En outre, ils ont montré que le fonds ayant surperformé d'autres fonds une année devrait continuer de les surperformer l'année suivante : ce phénomène est appelé *hot hands*. La visée de l'étude est de déterminer si l'alpha est lié aux compétences intrinsèques du gestionnaire ou non.

Pour mieux comprendre le sujet de ce mémoire, nous pouvons prendre un exemple concret : Le Fidelity American Equity Fund, géré par Steve MacMillan depuis 2008, a eu un rendement de 41,59% en 2013<sup>3</sup>. Son benchmark est le S&P 500 qui a eu un rendement de 32,39%<sup>4</sup> cette même année 2013. Fidelity American Equity Fund a donc mieux performé que son indice de référence. Le fonds mutuels a-t-il battu le marché parce qu'il a su embaucher un gestionnaire de portefeuille qui apporte de la valeur ajoutée? Ou est-ce que Steve MacMillan a pu battre le marché grâce aux ressources mises à disposition par Fidelity? Notre travail porte sur les fonds mutuels aux États-Unis. Nous analyserons les performances des fonds commun de placements américains.

Les conclusions de cette étude montrent que l'alpha des managers n'est pas impacté par un changement d'institution financière. L'alpha ne dépend pas du fonds dans lequel se trouve le manager. Mais l'alpha ne provient pas du manager lui-même pour autant. En effet, d'après les méthodes de *bootstrapping*, l'alpha observé est le fruit du hasard. Le gestionnaire de portefeuille n'aurait donc pas d'aptitudes permettant d'ajouter de la valeur à une gestion de portefeuille. Les résultats du *bootstrapping* sont les mêmes lorsqu'on les applique aux fonds ayant fait l'objet de fusion ou d'acquisition. Cependant, on observe que les performances avant fusion ou acquisition sont légèrement supérieures aux performances post fusion ou acquisition.

Dans un premier temps nous passons en revue études et articles traitant du alpha et de la performance des gestionnaires de portefeuilles dans le Chapitre 1. Puis nous détaillerons

---

<sup>3</sup> Source : Fidelity.ca

<sup>4</sup> Source : Seekingalpha.com

le traitement de notre base de données et présenterons les modèles retenus dans le Chapitre 2. Les résultats et enseignements de notre étude se trouvent dans le Chapitre 3.

# 1. Revue de la littérature

L'objet principal de ce mémoire est de savoir si les gestionnaires de fonds commun de placement sont dotés de talent. Afin de répondre à cette interrogation, nous allons nous baser sur des modèles et méthodes présentés dans différentes littératures. La principale méthode sur laquelle repose notre étude est celle du *bootstrapping*. Les simulations de *bootstrapping* sont présentées et discutées dans les articles de Kosowski et al. (2006), Fama et French (2010) ainsi que Zhang et Yan (2017). Cette revue de la littérature est déclinée en deux temps. Dans un premier temps, nous présenterons la chronologie des principaux arguments qui ressortent du débat sur l'existence, ou non, du alpha. Dans un second temps, nous exposerons les principaux enseignements de la méthode de *bootstrapping*.

## 1.1 Débat sur l'existence du alpha

La remise en cause de l'existence des alphas positifs ne date pas de ce siècle. En 1968 déjà, Jensen concluait que les fonds communs de placement ne génèrent pas d'alphas positifs. Des études montrent que sur la période 1980-90, des variables telles que la taille, le ratio Price/Earnings ainsi que celui du market-to-book ont un pouvoir de prédiction des rendements des actifs financiers. Mais Henriksson (1984) et Chang et Lewellen (1984), s'accordent à dire que les rendements excédentaires bruts sont contrebalancés par les frais de gestion. Ainsi l'information privilégiée ne suffit qu'à compenser les frais de gestion.

À l'inverse, Ippolito (1989) affirme que les alphas positifs existent bel et bien. Elton, Gruber, Das et Hlavka (1993) s'attaquent aux conclusions d'Ippolito. En effet, ce dernier utilise le même indice de référence pour tous les fonds ce qui semblerait constituer un biais de modèle. En corrigeant cette erreur, les alphas positifs trouvés par Ippolito disparaissent.

Grinblatt et Titman (1992) ainsi que Hendricks, Patel, et Zeckhauser (1993) puis Goetzmann et Ibbotson (1994) établissent l'existence du phénomène des *hots hands* et affirment que les rendements antérieurs peuvent être une indication des rendements futurs. Ses conclusions ont été contredites par Malkiel (1995). Même s'il admet la présence de *hot hands* dans les années 1970, il démontre que ce phénomène s'éteint dans la décennie qui suit. Malkiel (1995) démontre que la présence ou non d'alphas positifs est relative à l'indice de référence utilisé. Dans les années 1980 les actions de sociétés à petite capitalisation ont sous performer. Lorsque Malkiel (1995) compare les rendements des fonds à des indices de référence de sociétés à petite capitalisation (exemple : Wilshire 5000), il observe des alphas positifs. Mais s'il utilise de indice de référence de des sociétés à grande capitalisation (exemple : S&P 500), les alphas deviennent négatifs.

L'existence démontrée des alphas positifs dans certaines études pourrait être le fruit du biais de survie. Le biais de survie entraînent à une surestimation des rendements du fait que les fonds les moins performants ne sont pas pris en considération. En effet, les fonds les moins performants sont arrêtés et leur performance n'est pas divulguée. Si les frais des fonds sont les mêmes pour les fonds disparus et les fonds survivants, alors Malkiel (1995) conclu qu'il n'y a pas d'impact du biais de survie. Mais si les fonds disparus ont des frais plus élevé alors le biais augmente. Selon Malkiel (1995), le biais de survie est souvent sous-estimé comme dans l'étude de Grinblatt et Titman (1989). Ces derniers avaient estimé que le biais de survie est contenu entre 1 et 4 % par an.

Le *momentum* est l'observation empirique qu'une hausse du prix d'un titre continue à augmenter et la baisse du prix d'un titre continue à baisser. Le *momentum* est analogue aux *hot et cold hands*. Selon Grinblatt, Mark, Titman et Wermers (1995), la persistance des alphas positifs est due à la stratégie de *momentum*. Deux années après la publication de ces résultats, Carhart (1997) conteste les résultats et conforte les conclusions de Jensen (1968) niant l'existence de alphas positifs. Selon Carhart, les fonds ayant la stratégie d'investissement *momentum* voient leurs alphas s'annuler par les frais élevés. Cependant Carhart, tout comme Jensen (1968) avant lui, décèle l'existence du phénomène de *cold hands* où les titres dits perdants continuent à sous-performer. Les

fonds qui ont du succès détiennent les titres gagnants par chance selon Carhart. Une méthodologie, pour différencier un alpha dû à la chance aux alphas générés par la gestion active d'un gestionnaire de portefeuille, nous est proposée par Kosowski et al. (2006) et une version adaptée au modèle de Carhart est proposée par Fama et French (2010). Les deux méthodes seront étudiées ultérieurement dans cette étude.

Nous constatons que le débat sur l'existence ou non du alpha occupe les différents théoriciens de la finance depuis plus d'un demi siècle. La démonstration de l'existence du alpha positif dépend fortement des méthodes, des données ainsi que de la périodicité retenue comme le démontre l'étude de Bollen et Busse (2004). Ces derniers s'appuient sur le modèle de Treynor et Mazuy (1966) et de celui de Henriksson et Merton (1981) afin d'évaluer le market timing d'un gestionnaire. De plus, Bollen et Busse (2004) ajoutent les quatre facteurs du modèle de Carhart (1997) mais utilisent des données quotidiennes pour une période d'évaluation de trois mois alors que Carhart utilise des données mensuelles pour une période de trois ans. Or si nous utilisons des intervalles de temps plus longs, la persistance des alphas positifs disparaît selon Bollen et Busse (2004). Selon les auteurs il existe des aptitudes de sélection et de market timing mais à court terme. À noter que Bollen et Busse (2004) organisent un classement des fonds par rendements excédentaires. Carhart utilise les rendements bruts, et non les alphas, car il considère que s'il utilise à la fois les rendements excédentaires pour classer et estimer les performances des fonds, il sera sujet à un biais de modèle. Ainsi avec une méthodologie différente, Bollen et Busse (2004) arrivent à la conclusion que le alpha positif existe sur le court terme. Même s'ils accordent des aptitudes aux gestionnaires de fonds commun de placement, ils soulignent que l'importance économique des rendements excédentaires est remise en cause par les différents frais et impôts.

Selon Jarrow and Protter (2009), les alphas positifs s'expliqueraient non pas par les aptitudes d'un managers mais seraient dû à la présence d'opportunité d'arbitrage. L'arbitrage est l'exercice qui consiste à s'assurer un profit certain en profitant de l'écart de prix d'un même actif. Un arbitrageur va donc acheter un titre financier sur un marché et le revendre plus cher sur un autre marché où le même titre y est transigé à un prix plus élevé. Une autre manière de faire de l'arbitrage serait d'acheter sur un marché un

actif financier et de le revendre sur ce même marché un temps plus tard. Les opportunités d'arbitrage traduisent un marché inefficent où les prix des produits financiers ne sont pas correctement évalués. L'activité des arbitrageurs pousse le marché à réagir et les prix d'un même titre financier tendent à s'harmoniser empêchant ainsi l'opportunité d'arbitrage à persister. Jarrow et Protter (2009) attribuent les alphas positifs à l'activité d'arbitrage et tout comme les possibilités d'arbitrage, la présence des alphas positifs ne sont pas persistant dans le temps. Les auteurs concluent que l'existence du alpha positif relève du fantasme.

Jarrow (2010) estime que la présence d'opportunités d'arbitrages est rare. Il base son modèle K-facteurs sur la théorie d'évaluation d'actifs de Merton (1973). Il conclut ainsi que les faux alphas positifs, autrement dit les alphas dû à la présence de facteurs de risque non observables, peuvent provenir d'une erreur de spécification du modèle à K-facteurs utilisé. En effet, selon Jarrow (2010) l'omission ou l'utilisation de mauvais facteurs ainsi que de betas non appropriés peuvent mener à des résultats erronés. L'auteur conclut que les vrais alphas positifs sont possibles mais non persistant dans le temps sauf s'il existe une imperfection du marché permanente et une source richesse dont les arbitrageurs peuvent continuer à profiter.

## **1.2 Littérature sur la méthode de *bootstrapping***

La question est de savoir si un alpha positif issu de la gestion d'un gestionnaire est une preuve crédible de compétences de sélection de titres, ou si elle reflète simplement la chance de certains gestionnaires de fonds. Pour cela, Kosowski et al. (2006) proposent d'examiner la performance des fonds communs de placement (alpha) en tenant compte du facteur de chance. Une approche *bootstrapping* est nécessaire en raison de la non-normalité des distributions d'alphas des fonds individuels. Les simulations de *bootstrapping* permettent de capturer des formes inconnues d'hétéroscédasticité et des corrélations entre fonds dans les rendements. Cette approche ne nécessite aucune hypothèse paramétrique ex ante sur les fonds alphas. Une différence significative entre

la distribution des alphas observés et la distribution des alphas simulés est considérée comme une preuve de compétences authentiques.

Kosowski et al. (2006) appliquent la technique du *bootstrapping* aux rendements nets mensuels de l'univers des fonds d'actions domestiques à capital variable des États-Unis pendant la période de 1975 à 2002. Ils appliquent le *bootstrapping* aux rendements mensuels des 1 788 fonds communs de placement qui existent depuis au moins 5 ans.

Leurs résultats indiquent que la performance des meilleurs ainsi que des pires gestionnaires n'est pas uniquement due à la chance. Alors que la plupart des fonds ne peuvent compenser leurs coûts, certains gestionnaires de fonds affichent des compétences de sélection de titres qui compensent largement les coûts. De plus, les alphas supérieurs de ces gestionnaires persistent dans le temps.

Cette conclusion est partagée par Jonathan B. Berk (2013) qui, tout en utilisant une autre approche que celle du *bootstrapping*, affirme que les gestionnaires de fonds mutuels sont dotés d'aptitudes leur permettant d'ajouter de la valeur à la gestion d'actifs et que leur performance est persistante. Afin de mesurer la compétence d'un gestionnaire, Jonathan B. Berk (2013) utilise la valeur monétaire qu'un fonds commun de placement ajoute. Ainsi il démontre que la valeur monétaire des fonds commun de placement s'apprécie d'environ 2 millions de dollars en moyenne par année. Cette valeur ajoutée ne peut pas facilement être attribuée à la chance seule car elle persiste jusqu'à 10 ans dans le futur. Jonathan B. Berk (2013) rejette donc l'hypothèse nulle selon laquelle les gestionnaires de fonds communs de placement soient dépourvu de compétence.

Fama et French (2010) utilisent également la méthode de *bootstrapping* pour déduire l'existence de fonds supérieurs et inférieurs. Leurs résultats des simulations de *bootstrapping* suggèrent que peu de fonds peuvent produire des rendements suffisants pour couvrir leurs coûts. Cette remarque avait été également soulignée par Kosowski et al. (2006).

Fama et French (2010) observent que des gestionnaires ont des compétences suffisantes pour couvrir leurs coûts, mais qu'ils sont cachés par la quantité plus importante de gestionnaires qui ont des compétences insuffisantes. Compte tenu de la multitude de fonds, beaucoup d'alphas positifs sont générés par hasard. De plus, les performances des fonds communs de placement semblent meilleures quand les rendements sont mesurés en bruts plutôt qu'en nets. La moyenne des simulations donne à penser qu'il existe des gestionnaires supérieurs qui améliorent les rendements attendus.

Un des désaccord entre l'étude de Fama et French (2010) et celle de Kosowski et al. (2006) est la persistance. En classant les fonds selon la performance passée à court terme, Fama et french (2010) se rendent compte que les signes de persistance disparaissent. Kosowski et al. (2006) avaient noté qu'après 1990, l'énorme croissance des nouveaux fonds avait apparemment été associée par une croissance du nombre de gestionnaires d'actifs sans talent. Autrement dit, plus la création de nouveau fonds communs de placement a augmentée, plus la proportion de gestionnaires sans compétences a augmentée. Mais la prolifération du nombre de fonds mutuels n'est-elle pas la cause du manque de persistance dans les performances des gestionnaires de fonds ? La multiplication des fonds mutuels n'a t-elle pas déclenchée une forte concurrence entre les différents fonds qui expliquerait le manque de persistance que décrivent Fama et French (2010) ?

L'étude de Hoberg et al. (2014) montre que la concurrence entre les fonds peut expliquer la persistance de l'alpha : l'alpha persiste lorsque les fonds mutuels font face à une faible concurrence. Un fonds commun de placement offre une combinaison particulière d'expositions aux risques. Certains fonds mutuels font face à de nombreux autres fonds qui adoptent une combinaison ou style similaire. Les fonds avec moins de rivaux devraient être plus susceptibles de préserver les bénéfices des bonnes idées d'un gestionnaire. La multiplication de nouveaux fonds communs de placement accentue la concurrence et ainsi impactent la persistance des alphas générés. Cela peut expliquer le manque de persistance décelé par la méthode de *bootstrapping* de Fama et French (2010).

Le manque de persistance peut-elle être imputable à l'ajout de facteurs dans le modèle ? Busse et al. (2010) appliquent la technique *bootstrapping* de Fama et French (2010) aux données sur les fonds institutionnels. Ils suggèrent que dans un modèle à trois facteurs, il existe des preuves de la persistance de la performance de certains fonds, mais cela est moins évident lorsque le facteur de momentum est ajouté. Agyei-Ampomah, Clare, Mason et Stephen Thomas (2015) montrent que l'utilisation de modèles multifactoriels sous-estime la capacité managériale et surestime la proportion de fonds dont les performances anormales peuvent être attribuées au hasard.

Zhang et Yan (2017) critiquent le concept du *bootstrapping*. Selon eux, l'approche de l'évaluation *bootstrapping* peut faussement identifier les compétences du gestionnaire de fonds et jeter ainsi des doutes sur ses applications précédentes. Zhang et Yan (2017) remettent en cause l'utilisation de la statistique t des estimations alpha plutôt que les estimations alpha elles-mêmes. Cela ne garantit aucun avantage en termes de validité et de fiabilité statistique. Les schémas *bootstrapping* alternatifs, qui corrigent les corrélations et préservent la structure de dépendance des données, peuvent entraîner des améliorations des inférences statistiques sur les compétences des fonds. Cependant, dans le cadre de ce mémoire nous appliquerons le *bootstrapping* telle que montrer dans Kosowski et al. (2006) car il reste le modèle le plus utilisé dans la littérature et cela permet de pouvoir comparer les résultats. En résumé, Kosowski et al. (2006) et Fama et French (2010) utilisent des spécifications *bootstrapping* similaires mais parviennent à des conclusions différentes. Alors que Kosowski et al. (2006) montrent que les fonds communs de placement américains déciles supérieurs possèdent des compétences supérieures (alphas positifs) et que les compétences supérieures persistent, Fama et French (2010) constatent que peu de fonds communs de placement américains ont les compétences pour couvrir leurs coûts (alphas négatifs) et qu'il y a une faible persistance.

En conclusion, il existe différents modèles pour vérifier ou non l'existence du alpha et des compétences supposées des gestionnaires de portefeuilles. Afin d'estimer les rendements excédentaires (alphas), nous implémenterons deux modèles: le modèle de Jensen (1968), les modèles à facteurs de Carhart (1997). Puis, afin de savoir si les

gestionnaires de fonds sont pourvu de talent ou non, nous appliquerons les méthodes de bootstrapping selon Kosowski et al. (2006) et Fama et French (2010).

## 2. Méthodologie

Afin de déterminer si l'alpha (le rendement excédentaire qu'apporte une gestion active d'un portefeuille financier) est lié aux compétences intrinsèques du gestionnaire, nous allons collecter les informations des gestionnaires de fonds mutuels américains sur une période allant de Janvier 1999 à Décembre 2016. Nous allons identifier chaque manager ayant géré au moins deux fonds distincts durant dans des institutions financières différentes.

### 2.1 Traitement de la base de données : Fonds mutuels

Les données sur les fonds mutuels utilisées dans ce travail proviennent du *Center for Research in Security Prices* (CRSP) via *Wharton Research Data Services* (WRDS). Le traitement des données est semblable à celui fait par Coval et Stafford (2007) à savoir que les fonds sont appariés par leur nom. En effet, à chaque fond est attribué un numéro (*Fund Identifier*), le nom du fonds (*Fund Name*), le nom du ou des managers qui gère(nt) le fonds, ainsi que un numéro de portefeuille (*Portfolio Identifier*). Cette dernière n'est pas fiable avant 2010 selon WRDS<sup>5</sup>. Cela a pour conséquence qu'un même numéro peut être attribué à différents portefeuilles et différents managers. Pour résoudre ce problème notre exploitation de la base de données CRSP se fera essentiellement par la variable du numéro de fonds (*Fund Identifier*). Ainsi dans la partie *Mutual Funds* de la base de données CRSP, à la section *Fund Summary*, nous retenons les variables *Fund Identifier* (Fundno), *Fund Name*, la date de prise de contrôle du fonds par le manager, *Manager Name* et *Lipper Asset Code*. Nous sélectionnons les dates correspondant à notre étude soit de Janvier 1999 à Janvier 2017. Nous choisissons dans une périodicité trimestrielle puis nous téléchargeons les données.

---

<sup>5</sup> La variable Portno n'est pas fiable avant 2010 selon WRDS. (Numéro de correspondance via email avec Wharton support : Ticket #632-8864681)

Dans le cadre de cette étude, il est plus intéressant de mettre l'emphase sur les gestionnaires de fonds qui investissent une grande partie du capital en action plutôt qu'en obligation. Cela nous permet de pouvoir, d'une part, comparer le travail ici fait à d'autres études et, d'autre part, cela permet d'implémenter les modèles reposant uniquement sur la gestion de fonds d'actions (*Equity Funds* (EQ) en anglais). Le *Lipper Asset Code* permet de qualifier le type de fonds. Cette variable nous permet de distinguer les fonds d'équité des autres types de fonds. En effet, tout comme Coval et Stafford (2007), nous excluons les obligations internationales, municipales, obligations et métaux de l'analyse. Nous gardons donc uniquement les fonds ayant un *Lipper Asset Code* libellé EQ.

Nous poursuivons le tri de notre base de données. En effet dans l'échantillon intégral, il y a plusieurs fonds pour lesquels l'identité du gestionnaire n'est pas divulguée car ces fonds sont gérés en équipe. Ainsi, plusieurs fonds sont gérés sous le label *Team Managed*. Il est fréquent qu'un fonds mutuel soit géré par une équipe de plusieurs gestionnaires. En 2002, environ 57%<sup>6</sup> des fonds mutuels étaient gérés par des équipes. Nous souhaitons nous concentrer uniquement sur les fonds gérés par une seule et unique personne. Nous regroupons sous le même intitulé, à savoir *Team Managed*, tous les fonds gérés par plus d'une personne par exemple *Thompson, Plumb & Assoc.* Nous écartons les fonds dont l'intitulé est *Passively Managed Trust* ou *Unmanaged* car le type de gestion passive ne permet pas de déceler les qualités des actions propres au manager. Les *Unmanaged* représentent 16 observations, 1 observation libellée *Passively Managed Trust* et les *Team Managed* représentent 45 162 observations. Bär, Kempf et Ruenzi (2011) ont analysé la différence entre les décisions prises par les managers individuels et celles prises par une équipe de managers. Ils constatent que les individus dans les équipes ont tendance à se modérer les uns par rapport aux autres et, par conséquent, les équipes ont des styles d'investissement moins extrêmes, des portefeuilles moins concentrés et ont donc des résultats de performance moins extrêmes. Cela peut donc avoir une influence sur nos résultats.

---

<sup>6</sup> Source : Adams, Mansi & Nishikawa (2013). On parle ici de tous le fonds mutuels et non pas exclusivement de fonds d'équité.

En plus des fonds libellés *Team Managed* et *Unmanaged*, il existe des fonds où l'identité du manager n'est pas dévoilée. Dans ce cas les appellations *Not Disclosed* ou *N/A* apparaissent à la place du nom du manager. Enfin, il existe également des fonds qui ne sont pas gérés selon la base de données *CRSP Mutual Fund Survivorship Bias Free Database* et les mots *Not Managed* sont clairement affichés. L'hypothèse pour cette dernière est qu'il s'agit de fonds ayant une gestion passive. Nous les éliminons donc de la base de données. Il y a 303 observations libellées *Not Managed*, 57 observations libellées *Not Disclosed* et 22 885 observations sous la bannière *N/A*.

Nous décelons par ailleurs des fautes de frappes sur les noms des managers c'est-à-dire que le nom d'une même personne peut être orthographié de différentes façons. Par exemple, D Kirk Henry et D. Kirk Henry : Ici le point après la lettre D crée un doublon dans la base de données. Les performances de fonds d'une même personne peuvent donc se retrouver sous deux ou plusieurs noms différents c'est pourquoi nous appelons ce type d'erreurs des doublons. Le tableau 1 montre les doublons que nous avons le plus courants. Nous corrigeons ces divergences entre les noms en nous appuyant sur les informations disponibles sur Bloomberg et LinkedIn afin de garantir qu'il s'agit bien de la même personne. En tout, 163 noms ont été corrigés<sup>7</sup>.

---

**Tableau 1 : Exemples les plus fréquents de doublons**

Le tableau 1 présente les exemples les plus fréquents de dissimilitudes des noms des managers présent dans la base de données CRSP. En tout, 163 noms de managers ont été corrigés dans cette étude en recoupant les informations de LinkedIn et Bloomberg.

| Noms avant correction |   | Noms après correction |
|-----------------------|---|-----------------------|
| Andrew Wellington     | → | Andrew B. Wellington  |
| Bob Heintz            | → | Robert Heintz         |
| John Keeley           | → | John L. Keeley, Jr.   |
| R Elise Baum          | → | R. Elise Baum         |
| Dale A. Winner, CFA   | → | Dale A. Winner        |

---

<sup>7</sup> Voir annexe A

Une fois les corrections aux noms apportées, nous obtenons un premier échantillon contenant tous les fonds d'équités de Janvier 1999 à Janvier 2017. Cet échantillon contient 4 033 fonds différents pour 1 326 managers. Afin de télécharger les rendements mensuels des fonds, nous utilisons également la base de donnée disponible sur le site de WRDS : Dans la partie *Mutual Funds* de la base de données CRSP, à la section *Monthly Returns*, nous téléchargeons les rendements des fonds pour la même période de temps à l'aide des variables *Fund Identifier* (Fundno). C'est sur cet échantillon que nous éprouverons dans un premier temps nos modèles et analyse statistique afin de pouvoir comparé les résultats au marché et aux autres études. Nous nommons cet échantillon l'échantillon intégral. À partir de l'échantillon intégral nous poursuivons notre traitement des données en éliminant les gestionnaires ayant gérés qu'un seul et unique fonds durant toute la période d'étude. En effet, nous retenons uniquement les gestionnaires qui ont changés de fonds ou ceux dont le fonds a été la l'objet d'une fusion ou d'une acquisition. Cela nous permet de pouvoir comparer les performances des gestionnaires avant et après le changement de fonds, la fusion ou l'acquisition. Nous retenons donc uniquement les gestionnaires ayant gérés un fonds (ou plus) dans des institutions financières différentes pendant un minimum de 24 mois. Retenir un minimum de 24 mois permet d'assurer un nombre de données assez important.

Par la suite, nous avons partagé notre échantillon en deux catégories. La première catégorie regroupe les managers ayant géré au moins deux fonds différents dans deux institutions financières différentes. C'est à dire que l'échantillon retient uniquement les managers qui ont changé d'institution financière durant notre période d'étude. La seconde catégorie correspond aux managers qui ont été à la tête de fonds dont l'institution financière a été rachetée par une autre entité financière comme par exemple le cas de *RiverSource International* qui fut racheté par *Columbia Funds* en 2011<sup>8</sup>. La catégorie 2 regroupe également les managers qui dirigent des fonds dont l'institution financière s'est vue fusionner avec une autre institution financière comme c'est le cas de *Park Avenue Portfolio* qui a fusionné avec *RS Investment Trust* en 2006<sup>9</sup>. Il existe également un troisième cas où le fonds a simplement changé de nom. C'est le cas par

---

<sup>8</sup> Source : Bloomberg

<sup>9</sup> Source : Bloomberg

exemple de *Gartmore Funds* devenu *Nationwide Funds*<sup>10</sup>, *FBR Funds* muté en *Hennessy Funds Trust*<sup>11</sup> ou encore *Highland Funds* renommé *Pyxis Funds*<sup>12</sup>. Dans ces cas de figure, nous ne considérons pas qu'il s'agisse d'un changement d'institution financière et écartons ces fonds de la base de données.

**Tableau 2 : Résumé de la base de donnée**

Le panel A récapitule le nombre d'observations éliminées lors du tri de la base de données. Le panel B du tableau 2 synthétise le nombre de portefeuille présent dans notre base de données au fur et à mesure des tris. Le tableau 2 nous renseigne également sur le nombre de données contenues dans chaque échantillon. La périodicité nous indique si les données contenues dans l'échantillon sont sur une base mensuelle ou quotidienne. L'échantillon intégral comprend tous les fonds d'équité. Cat. 1A est l'échantillon des fonds avant le changement d'institution financière. Cat. 1B est l'échantillon post-changement d'institution financière. Cat. 2A correspond aux fonds avant fusion ou acquisition. Cat. 2B est l'échantillon post fusion ou acquisition.

| Panel A :            |              |  |  |
|----------------------|--------------|--|--|
| Données              | Observations |  |  |
| N/A                  | 22 885       |  |  |
| <i>Not Disclosed</i> | 57           |  |  |
| <i>Not Managed</i>   | 303          |  |  |
| <i>Unmanaged</i>     | 16           |  |  |
| <i>Team Managed</i>  | 45 162       |  |  |

| Panel B :            |                 |                    |             |
|----------------------|-----------------|--------------------|-------------|
| Échantillon          | Nombre de fonds | Nombre de managers | Périodicité |
| Échantillon intégral | 4 033           | 1 326              | Mensuelle   |
| Cat. 1A              | 148             | 71                 | Quotidienne |
| Cat. 1B              | 86              | 71                 | Quotidienne |
| Cat. 2A              | 43              | 36                 | Quotidienne |
| Cat. 2B              | 36              | 36                 | Quotidienne |

<sup>10</sup> Source : Bloomberg

<sup>11</sup> Source : Hennessyfunds.com

<sup>12</sup> Source : Prnewswire.com

L'échantillon de la catégorie 1 regroupant les gestionnaires de fonds ayant changés d'institution financière contient 234 fonds. L'échantillon 2 regroupant les gestionnaires de fonds ayant fait l'objet de fusion ou d'acquisition contient 79 fonds. Afin que nos modèles gagnent en puissance statistique, nous devons maximiser le nombre de données. Nous décidons donc, pour les échantillons 1 et 2, de récupérer des rendements quotidiens et non mensuels. Pour se faire, nous récoltons les numéros de fonds des échantillons 1 et 2. Puis nous nous rendons sur le site de WRDS à la base de données CRSP dans la partie *Mutual Funds*. Nous téléchargeons les rendements quotidiens à la section *Daily Returns* à l'aide des numéros de fonds de Janvier 1999 à Janvier 2017. Les échantillons des catégories 1 et 2 sont constitués des noms des managers, des numéros des fonds, des noms des institutions financières et des rendements quotidiens des fonds.

En somme, le premier échantillon dit intégral contenant tous les fonds d'équités est composé de 4 033 fonds pour 1 326 managers. Les données de cet échantillon ont une périodicité mensuelle. L'échantillon de la catégorie 1 regroupant les managers qui ont changés d'institutions financières dénombre 234 fonds pour 71 managers. Les données de cet échantillon sont quotidiennes. Enfin l'échantillon de la catégorie 2 rassemblant les managers dont le fonds a été l'objet de fusion ou d'acquisition recense 79 fonds pour 36. Le tableau 2 synthétise le nombre de portefeuille présent dans notre base de données au fur et à mesure des tris. À noter que les rendements quotidiens et mensuels sont calculés comme une variation de la valeur liquidative<sup>13</sup>, y compris les dividendes réinvestis d'une période à l'autre. La valeur liquidative est nette de toutes dépenses de gestion et de frais 12b.

## **2.2 Base de données : Facteurs de risques, taux de marché et taux sans risque**

Les taux sans risque, les rendements de marché ainsi que les facteurs de taille, de valeur et croissance ainsi que de momentum proviennent du site de Kenneth French.<sup>14</sup> Le facteur de risque SMB (*Small Minus Big*) est le rendement moyen des trois petits

---

<sup>13</sup> Net Asset Value (NAV). Source : CRSP

<sup>14</sup> Source : Site de Kenneth R. French

portefeuilles auquel il est soustrait le rendement moyen des trois grands portefeuilles. De même, le facteur de risque HML (*High Minus Low*) est le rendement moyen des deux portefeuilles de valeur auquel il est soustrait le rendement moyen des deux portefeuilles de croissance. Enfin, le facteur de risque UMD (*Up Minus Down*) est le rendement moyen des deux portefeuilles à rendement antérieur élevé auquel il est soustrait le rendement moyen des deux portefeuilles à rendement inférieur antérieur. La prime de risque ( $R_M - R_F$ ) est le rendement excédentaire sur le marché. Le rendement du marché ( $R_M$ ) provient du rendement pondéré-valeur de toutes les sociétés CRSP constituées aux États-Unis et cotées à la NYSE, AMEX ou NASDAQ.  $R_F$  provient des taux des bons du Trésor à un mois (Ibbotson Associates).

### **2.3 Biais de survie**

Le biais de survie (*Survivorship Bias*) est un biais de sélection qui provient du fait que les fonds mutuels ont tendance à garder uniquement les fonds qui ont eu du succès et à écarter ceux qui ont eu de mauvais résultats. Les fonds les moins performants sont soit fermés soit fusionnés avec d'autres fonds. Cette pratique occasionne un biais dans l'échantillon étudié car celui-ci n'est plus représentatif des performances des fonds dans leur ensemble mais surévalue les rendements des fonds en ne gardant uniquement les fonds « survivants » qui ont eu les meilleurs résultats. La base de donnée exportée de CRSP ne contient pas ce biais. En effet, nous utilisons la base de données CRSP *Survivorship Bias Free* où le problème a été traité en amont.

### **2.4 Modèles à facteurs**

En premier lieu, afin d'identifier les rendements anormaux, nous utilisons les modèles à facteurs de Jensen et de Carhart. Ces modèles nous permettent de mesurer la performance des fonds mutuels grâce aux alphas résultant de régressions. Les modèles à facteurs créent des portefeuilles mesurant les variables de risques (SMB (*Small Minus*

*Big*), HML (*High Minus Low*) et UMD (*Up Minus Down*)), puis utilisent un modèle de régression à plusieurs variables afin d'estimer le poids de chacun des facteurs.

Dans un second temps, nous vérifions si les alphas calculés sont le fruit du travail des gestionnaires de portefeuilles. Il est possible selon Kosowski et al. (2006) de savoir si le alpha est dû à de la chance ou s'il est bel et bien le fruit des capacités d'un gestionnaire. Cette méthode repose sur un *bootstrapping* reposant sur le modèle du MÉDAF. Fama et French (2010) ont appliqué ce modèle de *bootstrapping* au modèle à quatre facteurs. Nous utiliserons les deux modèles.

### 2.4.1 Modèle de Jensen

L'alpha de Jensen est un modèle à un seul facteur, la prime de risque, et est basé sur le MÉDAF. L'alpha de Jensen mesure la performance d'un portefeuille par rapport à sa performance théorique dans le modèle du MÉDAF. Un fonds bat son benchmark lorsque l'alpha de Jensen est positif.

Le modèle de Jensen (sous forme de régression):

$$R_{i,t}^{\text{Port}} - R_t^f = \alpha_i^{\text{Jensen}} + \beta_i^{\text{Port}} (R_t^{\text{Marché}} - R_t^f) + \epsilon_{i,t} \quad (2.1)$$

Où  $\alpha_i^{\text{Jensen}}$  est l'alpha de Jensen,  $R^{\text{Port}}$  est le rendement réalisé du portefeuille,  $R^f$  est le rendement sans risque,  $\beta_{\text{Port}}$  est le beta du portefeuille,  $R^{\text{Marché}}$  est le rendement réalisé du marché et  $\epsilon$  est le terme d'erreur de la régression. L'indice  $i$  différencie les différents gestionnaires et l'indice  $t$  définit la date.

Nous procédons à la régression en utilisant le rendement du fonds pour  $R_{\text{Port}}$ . Ce rendement est celui issu de la base de données de CRSP *Mutual Fund Survivorship Bias Free Database*. Le rendement sans risque est issu du site de Kenneth French. Le bêta du portefeuille correspond au coefficient de la régression associé à la prime de risque. Cette dernière est extraite du site de Kenneth French.

L'alpha de Jensen ne permet pas de comparer des portefeuilles de risques différents et repose sur le postulat que tous les portefeuilles soient diversifiés.

#### 2.4.2 Modèle de Carhart

Le modèle de Carhart est un modèle à quatre facteurs où les facteurs de risque sont la prime de risque, SMB, HML et UMD. Le facteur SMB sert à mesurer les rendements historiques excédentaires des petites capitalisations contre les grandes capitalisations. Le facteur HML mesure les rendements historiques excédentaires des titres de valeur contre les titres de croissance. Nous distinguons les titres de valeur des titres de croissance selon leur ratio *Book-to-Market*. Le facteur UMD correspond au *momentum*. Pour rappel, le *momentum* est l'observation empirique qu'une hausse du prix d'un titre continue à augmenter et la baisse du prix d'un titre continue à baisser. Par ce modèle à quatre facteurs, Carhart (1997) démontre que la performance des fonds peut être expliquée par des stratégies : stratégie de taille, stratégie reposant sur des titres de valeurs ou de croissances, stratégie de *momentum*.

Nous produisons la régression en utilisant les mêmes variables que lors de la régression du modèle de Jensen. Les variables SMB, HML et UMD sont issus du site de Kenneth French.

Le modèle de Carhart (sous forme de régression):

$$R_{i,t}^P - R_t^f = \alpha_i^{\text{Carhart}} + \beta_i^A (R_t^M - R_t^f) + \beta_i^{\text{SMB}} \text{SMB}_t + \beta_i^{\text{HML}} \text{HML}_t + \beta_i^{\text{UMD}} \text{UMD}_t + \epsilon_{i,t} \quad (2.2)$$

Où  $\alpha^{\text{Carhart}}$  est l'alpha de Carhart,  $R^P$  est le rendement réalisé du portefeuille,  $R^f$  est rendement sans risque,  $R^M$  est le rendement réalisé du marché,  $\beta^A$  est le beta des actifs,  $\beta^{\text{SMB}}$  est le coefficient du facteur SMB, la variable SMB est le facteur de taille,  $\beta^{\text{HML}}$  est le coefficient du facteur HML, la variable HML est le facteur valeur/croissance,  $\beta^{\text{UMD}}$

est le coefficient du facteur HML, la variable UMD est le facteur *momentum* et  $\epsilon$  est le terme d'erreur de la régression. L'indice  $i$  différencie les différents gestionnaires et l'indice  $t$  définit la date.

## 2.5 Test d'hypothèses

La significativité statistique des modèles est vérifiée. Nous testons ainsi si le coefficient de l'intercepte (qui représente le  $\alpha$ ) ainsi que les coefficients des facteurs sont statistiquement différents de 0. Nous posons les hypothèses suivantes :

$$H_0 : \alpha = 0 \quad \text{et} \quad H_1 : \alpha \neq 0$$

$$H_0 : \beta = 0 \quad \text{et} \quad H_1 : \beta \neq 0$$

Ici,  $\alpha$  symbolise l'alpha de Jensen ou de Carhart et  $\beta$  désigne les coefficients des facteurs de risque. La valeur  $p$  (ou *p-value*) permet de statuer sur la significativité statistique d'un modèle statistique sous hypothèse nulle. Nous comparons cette *p-value* à un seuil de significativité préalablement et arbitrairement établi. Nous en distinguons trois : 10%, 5% et 1%. Prenons ce dernier seuil pour exemple. Si la *p-value* est inférieure à 1%, l'hypothèse nulle se doit d'être rejetée et l'hypothèse alternative est retenue. Nous en concluons que le test est statistiquement significatif. À l'inverse, si la *p-value* est supérieure à 1%, l'hypothèse nulle ne peut être rejetée et le test n'est pas jugé statistiquement significative. À noter que moins le seuil est élevé et plus la significativité statistique est jugée forte.

## 2.6 Bootstrapping

### 2.6.1 Kosowski et al. (2006)

Afin de déterminer si l'alpha relève de la chance ou du talent d'un gestionnaire de fonds mutuel, nous reproduisons la méthodologie de Kosowski et al. (2006). Le *bootstrapping*

est basée sur des simulations ne nécessitant pas d'autre information que celle disponible dans l'échantillon. Cette méthode se réalise en quatre étapes :

La première étape consiste à faire une régression des rendements excédentaires de chaque fonds sur la prime de marché. Il s'agit du modèle de Jensen<sup>15</sup>. Nous utiliserons les primes de risque provenant du site de Kenneth French.

La deuxième étape consiste à créer une série de résidus pour chaque fonds à partir de l'alpha et du beta obtenus lors de la régression de la première étape. La série de résidus s'obtient de la manière suivante:

$$\epsilon_{i,t} = R_{i,t}^{\text{Port}} - R_t^f - \alpha_i^{\text{Jensen}} - \beta_i^{\text{Port}} (R_t^{\text{Marché}} - R_t^f) \quad (2.3)$$

La troisième étape consiste à créer une nouvelle série de rendements excédentaires pour chaque fonds. Nous imposons une restriction : le gestionnaire ne génère aucun alpha. Nous tirons avec remise les résidus de façon tout à fait aléatoire. Nous ne pouvons donc pas avoir les mêmes résultats à chaque implémentation de ce modèle. Nous effectuons la régression suivante :

$$(R_{i,t}^{\text{Port}} - R_t^f)^{\text{Nouveau}} = \beta_i^{\text{Port}} (R_t^{\text{Marché}} - R_t^f) + \epsilon_{i,t}^{\text{Aléa}} \quad (2.4)$$

La quatrième et dernière étape consiste à faire une nouvelle régression des rendements obtenus à la troisième étape sur la prime de risque (Équation 2.1). Nous obtenons alors le « alpha dû à la chance » pour chacun des fonds. Nous retenons celui qui a la valeur la plus élevée. En répétant cette même étape N fois, par exemple 1 000 fois<sup>16</sup>, nous obtenons une série de 1 000 « alpha dû à la chance ». Le but est maintenant de comparer le alpha obtenu lors de la première étape (l'alpha de Jensen) à la distribution du « *lucky alpha* ».

---

<sup>15</sup> Équation (2.1)

<sup>16</sup> 1 000 fois est le nombre de simulations fait par Kosowski et al. (2006). Afin de pouvoir comparer les études, nous retenons ce nombre.

## 2.6.2 Fama et French (2010)

Fama et French (2010) reproduisent les techniques *bootstrapping* de Kosowski et al. (2006) dans une étude sur les fonds communs de placement américains. Ils soustraient essentiellement l'alpha estimé d'un fonds de sa série de rendement, créant un ensemble de rendements pour lesquels l'alpha « vrai » est nul pour chaque fonds. Des échantillons simulés sont ensuite tirés des séries de rendements du fonds zéro alpha. La distribution des alphas calculée à partir de ces rendements simulés est ensuite comparée à la distribution des alphas réels estimés leur permettant de déduire si les gestionnaires de fonds possèdent une compétence réelle. Fama et French (2010) ont adapté cette méthode au modèle à quatre facteurs de Carhart. Ainsi la régression réalisée est celle de la formule (2.2).

La première étape consiste à faire une régression des rendements excédentaires de chaque fonds sur la prime de marché, les facteurs SMB, HML et UMD. Il s'agit du modèle de Carhart<sup>17</sup>. Nous utiliserons les estimations de facteurs de risque provenant du site de Kenneth French.

La deuxième étape consiste à créer une série de résidus pour chaque fonds à partir de l'alpha et du beta obtenus lors de la régression de la première étape. La série de résidus s'obtient de la manière suivante:

$$\epsilon_{i,t} = R_{i,t}^P - R_t^f - \alpha_i^{\text{Carhart}} - \beta_i^A (R_t^M - R_t^f) - \beta_i^{\text{SMB}} \text{SMB}_t - \beta_i^{\text{HML}} \text{HML}_t - \beta_i^{\text{UMD}} \text{UMD}_t \quad (2.5)$$

La troisième étape consiste à créer une nouvelle série de rendements excédentaires pour chaque fonds. Nous imposons alpha égal à zéro. Nous tirons avec remise les résidus de façon aléatoire:

$$(R_{i,t}^P - R_t^f)^{\text{Nouveau}} = \beta_i^A (R_t^M - R_t^f) + \beta_i^{\text{SMB}} \text{SMB}_t + \beta_i^{\text{HML}} \text{HML}_t + \beta_i^{\text{UMD}} \text{UMD}_t + \epsilon_{i,t}^{\text{Aléa}} \quad (2.6)$$

---

<sup>17</sup> Équation (2.2)

La quatrième et dernière étape consiste à faire une nouvelle régression des rendements excédentaires obtenus à la troisième étape sur les facteurs de risque (Équation 2.2). Nous obtenons alors le « alpha dû à la chance » pour chacun des fonds. Nous retenons celui qui a la valeur la plus élevée. En répétant cette même étape N fois, par exemple 10 000 fois<sup>18</sup>, nous obtenons une série de 10 000 « alpha dû à la chance ». Le but est maintenant de comparer le alpha obtenu lors de la première étape (l'alpha de Jensen) à la distribution du « *lucky alpha* ».

## 2.7 Application des modèles

Pour rappel, nous avons trois échantillons : l'échantillon intégral regroupant tous les fonds d'équités contient des données reposant sur une base mensuelle. L'échantillon de la catégorie 1 qui regroupe les managers ayant changés d'institutions financières et qui contient des données quotidiennes. Enfin l'échantillon de la catégorie 2 regroupant les managers de fonds qui ont fait l'objet de fusion ou d'acquisition et qui contient des données quotidiennes. Sur chacun de ces trois échantillons nous effectuons une analyse statistique suivi de l'implémentation des modèles à facteurs et des méthodes de *bootstrapping*.

Notre étude va procéder dans un premier temps à une analyse des quatre premiers moments des rendements des trois échantillons. Ainsi pour l'échantillon intégral, nous calculons les moyennes des rendements mensuels, l'écart-type, le *skewness* et le kurtosis. Nous calculons également le ratio de Sharpe modifié. L'intérêt du Sharpe modifié est qu'il tient compte du *skewness*. Nous effectuons le même travail sur les échantillons des catégories 1 et 2.

Dans un deuxième temps, nous effectuons des régressions selon les modèles de Jensen et de Carhart sur nos trois différents échantillons. Nous traitons tous les rendements mensuels des fonds de l'échantillon intégral comme un seul et unique portefeuille. Nous

---

<sup>18</sup>10 000 fois est le nombre de simulations fait par Fama et French (2010). Afin de pouvoir comparer les études, nous retenons ce nombre.

calculons le rendement moyen à partir des rendements mensuels de chaque fonds. Les quatre facteurs (Prime de risque, SMB, HML et UMD) sont calculés sur une base mensuelle. Les rendements mensuels sont régressés sur les primes de risque. La période d'étude s'étend de Janvier 1999 à Janvier 2017. La régression est effectuée sur Matlab avec les fonctions *LinearModel.fit* puis *Regstats* pour confirmer les résultats. *Regstats* effectue une régression multilinéaire de la variable expliquée Y, ici les rendements, sur les variables explicatrices X, ici les facteurs de risques. *LinearModel.fit* effectue une régression de la variable Y sur une matrice de X des variables explicatrices où sont contenu les facteurs. *Regstats* et *LinearModel.fit* produisent les mêmes résultats. Nous reproduisons le même travail sur les échantillons des catégories 1 et 2.

Enfin, nous implémenterons les méthodes de *bootstrapping* selon Kosowski et al. (2006) puis selon Fama et French (2010) sur nos trois échantillons.

## 3. Résultats

Nous présentons dans cette section les résultats obtenus de l'analyse statistique, puis des régressions de Jensen ainsi que celle de Carhart, et enfin les conclusions des méthodes de *bootstrapping*. L'analyse statistique, les régressions et les méthodes de *bootstrapping* sont exercés sur l'échantillon intégral regroupant tous les fonds d'équités contenant des données reposant sur une base mensuelle, l'échantillon de la catégorie 1 qui regroupe les managers ayant changés d'institutions financières et l'échantillon de la catégorie 2 regroupant les managers de fonds qui ont fait l'objet de fusion ou d'acquisition. L'intervalle de temps de cette étude s'étend de Janvier 1999 à Janvier 2017.

### 3.1 Analyse Statistique

Nous effectuons une étude statistique. Cela consiste à mesurer, pour de chacun de nos échantillons, les quatre premiers moments des rendements à savoir la moyenne, l'écart-type, la *skewness* et le kurtosis, ainsi que le ratio de Sharpe modifié.

#### 3.1.1 Analyse statistique : Échantillon intégral et marché.

Dans l'échantillon intégral, le rendement mensuel moyen des gestionnaires de fonds commun (0.0042) est en deçà de celle du marché (0.0059). Ce résultat est en adéquation avec la majorité de la littérature avançant que les gestionnaires de fonds ne performant pas mieux que le marché à long terme. En effet, selon Gruber (1996), Fama et French (2010), pour le citer qu'eux, les fonds d'équités américaines à gestion active obtiennent un alpha négatif. Les managers de fonds mutuels ont une volatilité moyenne moindre (0.0295) vis-à-vis du marché (0.0441). À long terme il aurait donc mieux fallu placer ses finances auprès de gestionnaires de fonds communs de placement plutôt que d'investir dans un indice répliquant le marché. Cela est confirmé par la mesure du ratio de Sharpe modifié. En effet, alors que nous observons un ratio de 0.0988 pour le marché, celui des

fonds mutuels est de 0.0927. Ainsi pour un niveau de risque donné, le marché a de meilleures performances.

Un *skewness* positif se traduit par une distribution des rendements positivement asymétrique. Au contraire un *skewness* négative représente une distribution symétrique. Les distribution dont la *skewness* est négative ont un risque baissier (*downside risk*) représenté graphiquement par une longue queue à gauche. Économiquement cela signifie une plus grande chance de résultats extrêmement négatifs. Un *skewness* positif laisserait envisager de petits résultats négatifs fréquents mais des pertes extrêmement très peu probables. Autrement dit, une mesure de *skewness* positive signifie de petites pertes fréquentes et quelques gains extrêmes et une mesure de *skewness* négatif signifie de petits gains fréquents et quelques pertes extrêmes. C'est ce dernier cas que nous retrouvons dans nos résultats puisque nous observons un *skewness* négatif en moyenne. Ce dernier est cependant moins accentué du coté du marché (-0.5601) que pour notre échantillon intégral (-0.7692). Le *skewness* négative peut être la conséquence des multiples crises financières, notamment le krach boursier du début des années 2000 et la crise des *subprimes* de 2007. Kurtosis représente le degré d'aplatissement de la distribution. Une distribution normale a une kurtosis de 3. Au-delà de 3 nous avons une distribution leptokurtique ce qui signifie qu'une distribution à aussi des queues plus grosses et qu'il y a plus de chances d'avoir des résultats extrêmes par rapport à une distribution normale. Dans notre étude, les gestionnaires de fonds enregistrent un Kurtosis plus élevé (5.3944). Celui du marché est proche d'une distribution normale (3.7768)<sup>19</sup>.

### **3.1.2 Analyse statistique : Managers ayant changés d'institutions financières**

Le rendement quotidien moyen pré changement de fonds (0.0003) est légèrement inférieur au rendement moyen post-changement (0.0004). De même, nous observons une volatilité quotidienne plus faible moyenne avant le changement de fonds (0.0121

---

<sup>19</sup> Les graphiques représentant les distributions des rendements se trouvent à l'annexe B.

contre 0.0129). Le ratio de Sharpe modifié illustre parfaitement ces observations. En effet, bien que les ratios soient négatifs dans les deux cas, le ratio de Sharpe modifié reste plus élevé pour la base de données post changement (0.0237 contre 0.0219).

En ce qui concerne le *skewness* et le kurtosis, nous constatons de différences notables. En effet, le *skewness* négatif (-0.2104) enregistré avant le changement d'institution s'accroît pour la période post changement (-0.3268). La différence est encore plus marquante en ce qui concerne le kurtosis qui passe de 8.2273 à 12.3560. Les quatre premiers moments ayant des disparités substantielles, nous pouvons avancer qu'il y a un changement de style d'investissement parmi ces identiques gestionnaires d'un fonds à l'autre. Ce changement peut être du fait du gestionnaire lui-même qui aurait décidé pour des raisons qui lui sont propres de changer de style d'investissement, ou alors ce changement de style pourrait lui être imposé par la nouvelle institution financière. Une autre hypothèse pourrait être que le gestionnaire fraîchement nommé à la tête d'un fonds hérite du portefeuille d'actions et donc du style de ses prédécesseurs. Pour répondre à cette question il faudrait faire une comparaison entre les politiques d'investissement des deux institutions financières (pré et post changement d'institutions), distinguer les nouveaux fonds des fonds déjà existant et analyser les holdings de ces fonds. Faire ce nouveau tri nous laisserait une base de données trop faible en nombre et donc une significativité statistique nulle et non pertinente.

### **3.1.3 Analyse statistique : Managers dont le fonds a fait l'objet de fusion ou d'acquisition**

Le rendement quotidien moyen des gestionnaires avant rachat ou fusion (0.0004) est très légèrement supérieur au rendement quotidien moyen post fusion/acquisition (0.0003). De même, la volatilité est sensiblement quasi identique entre les deux groupes : 0.0134 avant fusion ou acquisition contre 0.0131 après fusion ou acquisition. Cependant, le ratio de Sharpe modifié nous indique que pour un même niveau de risque, la gestion avant fusion/acquisition produit de meilleurs résultats (0.0197 contre 0.0165).

Le *skewness* passe de -0.0612 à -0.1310 et le kurtosis passe de 7.4593 à 9.2329. Le changement de style d'investissement est moins marqué que pour les managers ayant changé de fonds. Nous pourrions conclure de ces quelques statistiques que le rachat ou l'acquisition d'un fonds n'entraîne pas un changement de style d'investissement drastique.

### **3.1.4 Analyse statistique : Discussion**

Le principal objectif de cet échantillon intégral est de pouvoir comparer nos résultats avec ceux que l'on retrouve dans la littérature. En effet, les échantillons regroupant les managers ayant changés d'institution financière d'une part, et l'échantillon regroupant les fonds ayant fait l'objet de fusion ou d'acquisition d'autre part, sont des échantillons obtenus après des tris spécifiques. Ces tris propres aux besoins de cette étude donnent un caractère singulier à nos échantillons et par ce fait rend la comparaison avec le reste de la littérature plus ardue.

L'échantillon dit intégral permet la comparaison. Vidal et Vidal-García (2016), ont entrepris une étude des fonds mutuels de 35 pays sur période allant de Janvier 1990 à Décembre 2015. Les résultats concernant les statistiques descriptives des fonds mutuels américains sont comparables aux nôtres. En effet, sur un total de 6 501 fonds mutuels, la moyenne mensuelle des rendements est de 0.0022, un écart type de 0.0314, un *skewness* de -1.7650 et un kurtosis de 4.0120.

---

**Tableau 3 : Analyse statistique**

Le tableau 3 résume l'analyse statistique faite sur les rendements des différents échantillons. Les données du marché sont issues du site de Kenneth French. L'échantillon intégral comprend tous les fonds d'équité. Cat. 1A est l'échantillon des fonds avant le changement d'institution financière. Cat. 1B est l'échantillon post-changement d'institution financière. Cat. 2A correspond aux fonds avant fusion ou acquisition. Cat. 2B est l'échantillon post fusion ou acquisition. Le tableau 3 présente les moyennes des rendements, des écarts-types, des *skewness*, des kurtosis ainsi que des ratios de Sharpe modifié. Ces cinq statistiques sont calculées sur une périodicité mensuelle pour l'échantillon intégrale ainsi que pour le marché. Les statistiques sont calculées sur une périodicité quotidienne pour les échantillons Cat. 1A, Cat. 1B, Cat. 2A et Cat. 2B. La période étude s'étend de Janvier 1999 à Janvier 2017.

---

| Statistiques   | Marché  | Échantillon<br>intégrale | Cat. 1A | Cat. 1B | Cat. 2A | Cat. 2B |
|----------------|---------|--------------------------|---------|---------|---------|---------|
| Rendement      | 0.0059  | 0.0042                   | 0.0003  | 0.0004  | 0.0004  | 0.0003  |
| Écart-type     | 0.0441  | 0.0295                   | 0.0121  | 0.0129  | 0.0134  | 0.0131  |
| Skewness       | -0.5601 | -0.7692                  | -0.2104 | -0.3268 | -0.0612 | -0.1310 |
| Kurtosis       | 3.7768  | 5.3944                   | 8.2273  | 12.3560 | 7.4593  | 9.2329  |
| Sharpe modifié | 0.0988  | 0.0927                   | 0.0219  | 0.0237  | 0.0197  | 0.0165  |

---

## 3.2 Résultats des régressions selon les modèles de Jensen et de Carhart

L'échantillon intégral regroupe tous les rendements mensuels des fonds d'équités. Nous calculons le rendement excédentaire mensuel moyen à partir des rendements excédentaires mensuels de chaque portefeuille. Nous regroupons tous les rendements excédentaires mensuels de l'échantillon dans un seul portefeuille. Ainsi sur un laps de temps allant de Janvier 1999 à Janvier 2017, il y a 217 observations. Les facteurs de risques que sont Prime de risque, SMB, HML et UMD sont également sur une base mensuelle. Les rendements excédentaires mensuels sont régressés sur les facteurs. La régression est effectuée sur Matlab avec les fonctions *LinearModel.fit*. Le Tableau 4 présente les résultats obtenus.

### 3.2.1 Résultats des régressions sur l'échantillon intégral

Nous générons l'alpha à partir de la régression (2.1) et nous observons un intercepte de 0.0032. Cette intercepte correspond au alpha de Jensen. La présence d'un alpha positif sous entend que les managers des fonds ont en moyenne fait preuve d'aptitudes permettant de surperformer le marché. La valeur p (ou *p-value* en anglais), permettant de rejeter ou non l'hypothèse nulle est de 0.1181. Cet alpha est donc statistiquement non significatif dans un intervalle de confiance de 90%. Cependant la prime de risque (-0.0922) est statistiquement significative à un intervalle de 95% puisque la *p-value* est de 0.0435. La prime de risque est négativement corrélée aux rendements excédentaires puisque son coefficient est négatif.

Par la suite, nous implémentons la régression du modèle de Carhart comme l'indique l'équation (2.2) et nous observons un alpha (0.0030) quasiment égale à celui de Jensen. L'alpha de Carhart est également positif et statistiquement non significatif pour un intervalle de confiance de 90% puisque la valeur p est de 0.1444. La prime de risque du modèle de Carhart est de -0.1276 et statistiquement significatif. Le modèle de Carhart nous donne plus d'information que celui de Jensen. En effet ce modèle à quatre facteurs nous souligne l'importance du facteur de risque taille (SMB) qui est également statistiquement significatif. Le coefficient de la variable SMB est de 0.1056 et sa valeur

p est de 0.0966. Les autres facteurs du modèle de Carhart ne sont pas statistiquement significatifs.

**Tableau 4: Résultats des régressions sur l'échantillon intégral**

Le panel A du tableau 4 présente les coefficients ainsi que les t-Stat de la régression MCO des rendements quotidiens sur le facteur de la prime de risque ( $R_M - R_F$ ) conformément au modèle de Jensen. Le panel B du tableau 4 présente également les coefficients et les t-Stat de la régression MCO des rendements quotidiens sur les quatre facteurs : prime de risque ( $R_M - R_F$ ), facteur de taille (SMB), facteur de valeur/croissance (HML) et facteur momentum (UMD) conformément au modèle de Carhart. La régression s'effectue sur l'échantillon comprenant tous les fonds d'équité. Le niveau de significativité statistique se présente comme tel : \*\*\* significatif au niveau 1%, \*\* significatif au niveau 5% et \* significatif au niveau 10%.

| Panel A : Régression de Jensen  |                        |
|---------------------------------|------------------------|
| Alpha                           | 0.0032<br>(1.5692)     |
| $R_M - R_F$                     | -0.0922**<br>(-2.5057) |
| Panel B : Régression de Carhart |                        |
| Alpha                           | 0.0030<br>(1.4651)     |
| $R_M - R_F$                     | -0.1276**<br>(-2.5057) |
| SMB                             | 0.1056*<br>(1.6692)    |
| HML                             | 0.0173<br>(0.2652)     |
| UMD                             | -0.0366<br>(-0.9155)   |

Les résultats de nos régressions sont confortés par l'analyse des corrélations entre facteurs. Nous observons grâce au tableau de corrélation généré (Annexe D. 1) que le facteur le plus positivement corrélé aux rendements est le SMB. Ainsi un fonds à petite capitalisation produirait des rendements plus élevés qu'un fonds à capitalisation élevée. Le facteur plus négativement corrélé est la prime de risque. Le facteur UMD est celui qui à la plus faible corrélation avec les rendements. Cela peut s'expliquer par la période de temps retenue. En effet, à long terme l'effet du momentum peut s'estomper comme l'indiquait Makiel (1995).

### **3.2.2 Résultats des régressions sur l'échantillon comprenant les managers ayant changés d'institutions financières**

L'échantillon de la catégorie 1 correspond aux fonds dont les managers ont changé d'institutions financières au cours de la période d'étude allant de Janvier 1999 à Janvier 2017. Nous subdivisons cette échantillon en deux : performances des managers avant le changement de fonds et après changement de fonds.

Dans un premier temps, nous regroupons tous les rendements quotidiens des 148 fonds de l'échantillon en un seul portefeuille. Il s'agit des performances avant les changements des fonds. Nous calculons chaque jour le rendement moyen à partir des rendements quotidiens de chaque portefeuille. Ainsi il y a 4 549 observations. Les résultats présentés dans le Tableau 5. En implémentant la régression issue du modèle de Jensen, nous obtenons un alpha de 0.0003 mais statistiquement non significatif puisque sa valeur p est de 0.1366. La prime de marché toujours négative mais n'est pas statistiquement significative. Ces conclusions sont confirmées par le modèle de Carhart. En effet l'alpha de Carhart est égal à celui de Jensen à savoir 0.0003 et n'est pas significatif statistiquement. Les facteurs de risques du modèle de Carhart ne sont pas statistiquement significatifs.

Dans un second temps, nous regroupons tous les rendements quotidiens des 86 fonds. Il y a 3 900 observations. Il s'agit des performances des managers une fois que ces derniers ont changé de fonds Nous obtenons un alpha de Jensen statistiquement non significatif de 0.0003. Nous obtenons exactement le même résultat pour l'alpha de Carhart. Ainsi les gestionnaires ont su générer un meilleur alpha une fois à la tête de leur nouveau fonds.

L'analyse de corrélation entre les facteurs de risque vérifie les résultats des régressions. L'annexe D. 2 présente le tableau de corrélation avant un changement d'institutions financière. Nous observons sur le tableau de corrélation que le facteur le plus positivement corrélé aux rendements est le HML. Ainsi un fonds qui investit dans des actions valeur génèrerait des rendements plus élevés qu'un fonds qui mise sur des titres de croissances. Le facteur plus négativement corrélé est celui du momentum (UMD).

L'annexe D. 3 montre le tableau de corrélation après un changement d'institutions financière. Nous constatons que le facteur le plus positivement corrélé aux rendements est le SMB. Ainsi un fonds à petite capitalisation produirait des rendements plus élevés qu'un fonds à capitalisation élevée. Le facteur plus négativement corrélé est la prime de risque. Le facteur UMD est celui qui à la plus faible corrélation avec les rendements. Cela peut s'expliquer par la période de temps retenue. En effet, à long terme l'effet du momentum peut s'estomper. Pour rappelle si l'on utilise des intervalles de temps plus longs, la persistance des alphas positifs disparaît selon Bollen et Busse (2005).

En résumé, nous constatons que les alphas de Jensen et de Carhart sont tous égaux à 0.0003 et non significatifs statistiquement. Nous pourrions donc conclure que les alphas ne dépendent pas du fonds dans lequel se trouve le manager. Le alpha provient du manager lui même. Le gestionnaire de portefeuille aurait donc des aptitudes permettant d'ajouter de la valeur à une gestion de portefeuille. Cependant la non significativité statistique nous pousse à émettre un bémol sur cette conclusion.

**Tableau 5: Résultats des régressions sur l'échantillon comprenant les managers ayant changés d'institutions financières**

Le panel A du tableau 5 présente les coefficients ainsi que les t-Stat de la régression MCO des rendements quotidiens sur le facteur de la prime de risque ( $R_M - R_F$ ) conformément au modèle de Jensen. Le panel B du tableau 5 présente également les coefficients et les t-Stat de la régression MCO des rendements quotidiens sur les quatre facteurs : prime de risque ( $R_M - R_F$ ), facteur de taille (SMB), facteur de valeur/croissance (HML) et facteur momentum (UMD) conformément au modèle de Carhart. La régression est appliquée sur les échantillons des fonds avant et après le changement d'institution financière. Le niveau de significativité statistique se présente comme tel : \*\*\* significatif au niveau 1%, \*\* significatif au niveau 5% et \* significatif au niveau 10%.

| Variables                       | Avant changement d'institution | Après changement d'institution |
|---------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| Panel A : Régression de Jensen  |                                |                                |
| Alpha                           | 0.0003<br>(1.4887)             | 0.0003<br>(1.4936)             |
| $R_M - R_F$                     | -0.0073<br>(-0.5077)           | -0.0090<br>(-0.5368)           |
| Panel B : Régression de Carhart |                                |                                |
| Alpha                           | 0.0003<br>(1.5122)             | 0.0003<br>(1.4673)             |
| $R_M - R_F$                     | -0.0136<br>(-0.8923)           | -0.0155<br>(-0.8276)           |
| SMB                             | -0.0071<br>(-0.2432)           | 0.0562<br>(1.5526)             |
| HML                             | 0.0162<br>(0.5666)             | 0.0114<br>(0.3058)             |
| UMD                             | -0.0263<br>(-1.3191)           | -0.0060<br>(-0.2396)           |

### **3.2.3 Résultats des régressions sur l'échantillon comprenant les managers dont le fonds a fait l'objet de fusion ou d'acquisition**

L'échantillon de la catégorie 2 correspond aux fonds faisant l'objet de fusion ou d'acquisition au cours de la période d'étude allant de Janvier 1999 à Janvier 2017. Nous subdivisons cette échantillon en deux : performances des managers avant a fusion ou acquisition et après la fusion ou acquisition.

Dans un premier temps, nous regroupons tous les rendements quotidiens des 43 fonds de l'échantillon en un seul portefeuille. Il s'agit des performances avant la fusion ou l'acquisition. Nous calculons chaque jour le rendement moyen à partir des rendements quotidiens de chaque portefeuille. Ainsi il y a 3 083 observations. Les résultats présentés dans le Tableau 6. Nous simulons la régression du modèle de Jensen et nous obtenons un alpha de 0.0003. L'alpha de Carhart est également égal à 0.0003. Les deux alphas ne sont pas significatifs statistiquement.

Dans un second temps, nous regroupons tous les rendements quotidiens des 36 fonds. Il y a 3 900 observations. L'alpha de Jensen et celui de Carhart sont égaux à 0.0002. Les deux alphas ne sont pas significatifs statistiquement. Sur les deux échantillons le modèle de Carhart conforte les résultats de celui de Jensen. Nous observons cependant que les alphas des fonds post-fusion ou acquisitions sont légèrement moins élevé que les alphas pré fusion ou acquisition.

L'annexe D. 4 présente les corrélations entre facteurs après fusions ou acquisition. Nous constatons que le facteur le plus positivement corrélé aux rendements est le SMB tout comme le montre la régression de à quatre facteurs. Ainsi un fonds à petite capitalisation produirait des rendements plus élevés qu'un fonds à capitalisation élevée.

Le rendement des fonds est supérieur à la moyenne au cours de la période précédant la fusion, mais il se détériore après les fusions selon Ding (2006). Jayaraman et al. (2002) constatent la même tendance dans la performance après la fusion : l'alpha médian pour un fonds acquéreur diminue significativement un an après la fusion. Ce qui implique l'incapacité du gestionnaire acquéreur à liquider les actifs peu performants des fonds cibles. Ces auteurs notent toutefois que la détérioration des performances d'acquisition

de fonds n'est présente que pour les fusions intragroupes et non pour les fusions familiales, confirmant que leur constatation antérieure de performance médiocre est un déterminant important des fusions uniquement pour les fusions intragroupes. Pour les actionnaires des fonds cibles, la fusion est au contraire bénéfique, ce qui se traduit par une amélioration des performances grâce aux actifs supérieurs du fonds acquéreur et aux compétences du gestionnaire de fonds acquéreur qui, dans la plupart des cas, reste gestionnaire du fonds fusionné. Selon Khorana et al. (2007) les fonds cibles connaissent une amélioration significative de leur performance par rapport à la période précédant la fusion alors que les fonds qui acquiert un autre fonds ne gagnent rien et se retrouvent avec une performance un peu moins bonne qu'avant la fusion.

Khorana et al. (2007) avancent l'idée qu'un gestionnaire de fonds sachant qu'il sera remplacé à la tête d'un fonds aura une vision de placement à court terme et par ce fait serait plus enclin à prendre plus de risque afin d'améliorer ses performance. Nous pouvons comprendre que lors d'une fusion ou d'une acquisition, le gestionnaire à la tête d'un fonds est préoccupé par ses performances à court terme. Cela pourrait donc le pousser à élever son niveau de risque afin d'améliorer ses performances et ainsi bien se faire voir auprès de la nouvelle direction. Cela pourrait expliquer que la performance avant fusion et acquisition soit plus élevée que la performance post fusion et acquisition. Une autre explication serait l'adaptation à la nouvelle culture d'entreprise qui suit les fusions et acquisition. Very et al. (1997) exposent la relation entre les différences culturelles et la performance post-intégration. La perte d'autonomie de certains gestionnaires suite à une fusion ou acquisition peut créer des conflits et amoindrir la performance. Toujours selon Very (2002) il faut rassurer les individus sur leur incertitude liée à la fusion et acquisition sous peine de voir une baisse de productivité.

**Tableau 6: Résultats des régressions sur l'échantillon comprenant les managers dont le fonds a fait l'objet de fusion ou d'acquisition**

Le panel A du tableau 6 présente les coefficients ainsi que les t-Stat de la régression MCO des rendements quotidiens sur le facteur de la prime de risque ( $R_M - R_F$ ) conformément au modèle de Jensen. Le panel B du tableau 6 présente également les coefficients et les t-Stat de la régression MCO des rendements quotidiens sur les quatre facteurs : prime de risque ( $R_M - R_F$ ), facteur de taille (SMB), facteur de valeur/croissance (HML) et facteur momentum (UMD) conformément au modèle de Carhart. La régression est appliquée sur les échantillons des fonds avant et après avoir fait l'objet d'une fusion ou d'une acquisition. Le niveau de significativité statistique se présente comme tel : \*\*\* significatif au niveau 1%, \*\* significatif au niveau 5% et \* significatif au niveau 10%.

| Variables                       | Avant fusion ou acquisition | Après fusion ou acquisition |
|---------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| Panel A : Régression de Jensen  |                             |                             |
| Alpha                           | 0.0003<br>(1.0967)          | 0.0002<br>(1.0261)          |
| $R_M - R_F$                     | -0.0018<br>(-0.1033)        | 0.0021<br>(0.1214)          |
| Panel B : Régression de Carhart |                             |                             |
| Alpha                           | 0.0003<br>(1.0605)          | 0.0002<br>(0.9777)          |
| $R_M - R_F$                     | -0.0084<br>(-0.4481)        | -0.0082<br>(-0.4297)        |
| SMB                             | 0.0343<br>(0.9305)          | 0.0775**<br>(2.0979)        |
| HML                             | 0.0271<br>(0.7868)          | 0.0427<br>(1.1187)          |
| UMD                             | -0.0147<br>(-0.5978)        | -0.0012<br>(-0.0477)        |

### 3.3 Résultats des *bootstrapping*

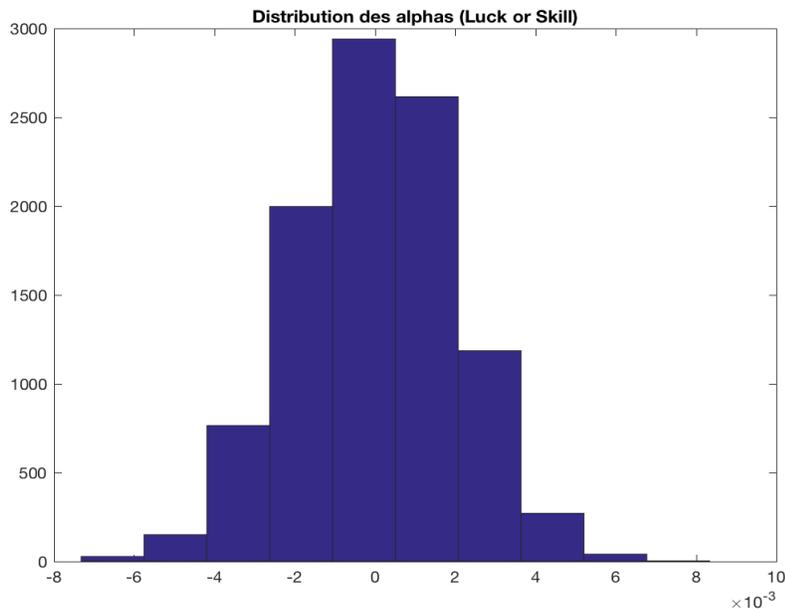
Nous avons constaté qu'il existe des alphas de Jensen et de Carhart positifs. Dans le premier échantillon intégral comprenant les fonds d'équités, nous observons un alpha de Jensen quasi similaire à l'alpha de Carhart. Dans le deuxième échantillon regroupant les managers qui ont changés d'institution financière, tous les alphas générés sont identiques. Dans le dernier échantillon regroupant les fonds ayant fait l'objet d'une fusion ou d'une acquisition, nous constatons une légère baisse du niveau de alphas après la fusion ou l'acquisition. Nous n'avons pas obtenus des alphas statistiquement significatifs pour tous les modèles implémentés. Ce manque de significativité peut-il provenir du fait que ces alphas enregistrés sont le fruit du hasard ? Nous pouvons déterminer si les alphas de Jensen et de Carhart sont dus aux talents des gestionnaires ou s'ils sont le fruit du hasard grâce à la méthode de *bootstrapping*.

Kosowski et al. (2006) ainsi que Fama et French (2010) utilisent des méthodes de *bootstrapping* similaires. Cependant ils parviennent à des conclusions divergentes. En effet, alors que Kosowski et al. (2006) montrent que les managers des fonds communs de placement américains de déciles supérieurs possèdent des compétences supérieures (alphas positifs) et persistantes, Fama et French (2010) constatent que peu de fonds communs de placement américains ont les compétences pour couvrir leurs coûts (alphas négatifs). Une différence majeure entre les deux études est que Kosowski et al. (2006) effectuent leur travail sur les *Hedge Funds* alors que Fama et French (2010) travaillent sur les fonds communs de placement.

#### 3.3.1 *Bootstrapping* de Kosowski et al. (2006)

Pour illustrer la méthode, appliquons le *bootstrapping* de Kosowski et al. (2006) à l'échantillon intégral regroupant tous les fonds d'équités.

**Graphique 1 : Distribution des alphas dus à la chance (selon le *bootstrapping* de Kosowski et al. (2006))**



Le graphique 1 illustre la distribution des alphas dus à la chance. On observe que la distribution tend vers celle d'une loi normale. Le alpha correspondant au 95<sup>ème</sup> percentile de cette distribution nous donne une valeur de 0.0033, qui est supérieur au alpha de Jensen de l'échantillon intégrale (0.0032). Nous pouvons donc conclure que le alpha n'est pas lié aux aptitudes des gestionnaires mais à la chance. Cette conclusion est confortée par la statistique t du 95<sup>ème</sup> percentile de cette distribution des alphas dus à la chance. Cette statistique t est de 3.4785 alors que celle de observée sur l'échantillon intégral est de 1.5692.

Nous répétons cet exercice sur les bases de données des catégories 1 & 2. Après avoir exécuté les procédés du *bootstrapping* de Kosowski et al. (2006) reposant sur le modèle de Jensen. Nous avons résumés dans le tableau 7 les conclusions des différents *bootstrapping* sur chaque échantillon. Nous pouvons retrouver à l'annexe E les distributions des l'alphas dus à la chance pour les autres échantillons.

Kosowski et al. (2006) ont menés leur étude sur les *Hedge Funds* et ont concluent que certains managers de *Hedge Funds* sont pourvu de compétence. Fama et French (2010)

remarquent qu'en majorité les fonds communs de placement américains ont des aptitudes limitées. Nos résultats confortent ceux de Fama et French. Nous concluons que le alpha qui serait la conséquence des habilités des gestionnaires de fonds communs de placement n'existe pas. Les rendements excédentaires semblent être uniquement le fruit du hasard.

---

**Tableau 7 : Tableau des résultats du modèle de *bootstrapping* selon Kosowski et al. (2006)**

Le tableau 7 présente les résultats du *bootstrapping* selon le modèle de Kosowski et al. (2006). Les résultats sont présentés pour l'échantillon intégral comprenant l'ensemble de fonds d'équité, l'échantillon de fonds avant changement d'institution financière, l'échantillon de fonds après changement d'institution financière, l'échantillon des fonds avant fusion ou acquisition et l'échantillon des fonds après fusion ou acquisition.  $Q_{95}$  donne l'alpha correspondant 95<sup>ème</sup> percentile de la distribution des alphas dus à la chance. La troisième colonne présente l'alpha de Jensen.  $t\text{-Stat}^b$  correspond à la statistique t de des alphas de Jensen dus à la chance. La cinquième colonne présente la statistique t de l'alpha de Jensen. La dernière colonne donne la conclusion du *bootstrapping* à savoir si l'alpha est dû à la chance ou aux compétences des gestionnaires de fonds.

---

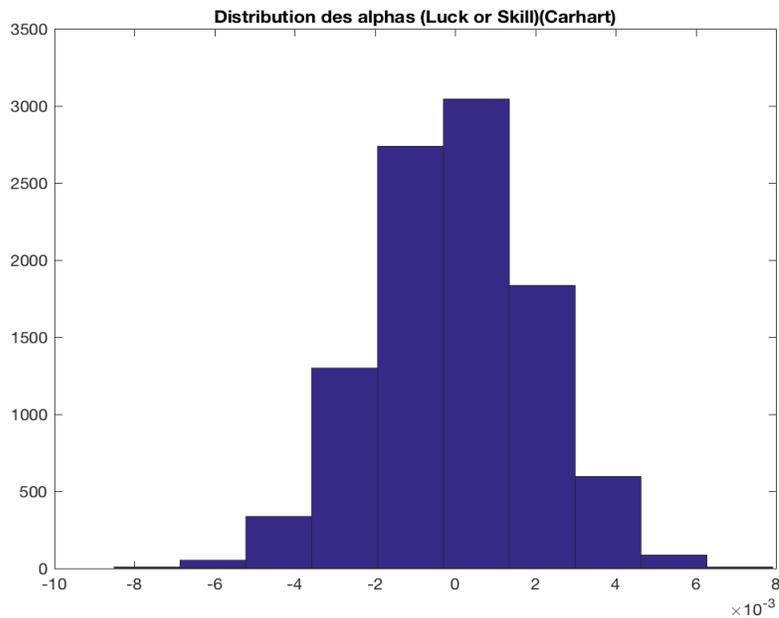
| Échantillon                    | $Q_{95}$ | Alpha Jensen | $t\text{-Stat}^b$ | t-Stat | Luck or skill |
|--------------------------------|----------|--------------|-------------------|--------|---------------|
| Échantillon intégral           | 0.0033   | 0.0032       | 3.4785            | 1.5692 | Luck          |
| Avant changement d'institution | 0.0003   | 0.0003       | 3.1241            | 1.4887 | Luck          |
| Après changement d'institution | 0.0003   | 0.0003       | 3.6009            | 1.4936 | Luck          |
| Avant fusion ou acquisition    | 0.0004   | 0.0003       | 2.9257            | 1.0967 | Luck          |
| Après fusion ou acquisition    | 0.0003   | 0.0002       | 3.1946            | 1.0261 | Luck          |

---

### 3.3.2 *Bootstrapping* de Fama et French (2010)

Nous appliquons le *bootstrapping* de Fama et French (2010) à l'échantillon intégral contenant tous les fonds d'équités.

**Graphique 2 : Distribution des alphas dus à la chance (selon le *bootstrapping* de Fama et French (2010))**



Nous pouvons observer sur le graphique 2 que la distribution des alphas dus à la chance qui tend vers celle d'une loi normale. De plus, le 95<sup>ème</sup> percentile de cette distribution nous donne une valeur de 0.0033. Puisque le alpha de Carhart de l'échantillon intégral (0.0030) est inférieur, nous pouvons donc conclure que le alpha n'est pas lié aux aptitudes des gestionnaires mais au hasard. Cette conclusion est appuyée par la statistique t de l'alpha correspondant au 95<sup>ème</sup> percentile de la distribution des alphas dus à la chance. Cette statistique t est de 4.3924 alors que celle observée sur l'échantillon intégral est de 1.4651.

Nous répétons cet exercice sur les bases de données des catégories 1 & 2. Après avoir exécuté les procédés du *bootstrapping* de Fama et French (2010) issue du modèle à 4 facteurs de Carhart. Nous avons résumés dans le tableau 8 les conclusions des différents *bootstrapping* sur chaque échantillon.

Nous avons observés que les gestionnaires de fonds mutuels se font battre par le marché et que selon la méthode de *bootstrapping* de Fama et French appliquées à nos échantillons, les rendements anormaux sont le fruit du hasard. Nos résultats sont similaires à ceux de Fama et French (2010). En effet, ces derniers concluent également que les gestionnaires de fonds mutuels sous performent le CAPM et que les managers ne sont pas dotés de talent.

En résumé, notre application de la méthode de *bootstrapping* selon Kosowski et al. (2006) à nos échantillons mène à la même conclusion que la méthode de *bootstrapping* selon Fama et French (2010) : Les alphas positifs sont dû à la chance et non au talent des gestionnaires des fonds communs de placement.

Si ce constat est en parfait accord avec les conclusions de Fama et French (2010), il est en contradiction avec les résultats de Kosowski et al. (2006). Cela peut s'expliquer par le fait que, contrairement à notre étude et celle de Fama et French (2010) qui se consacrent aux fonds communs de placement, Kosowski et al (2006) se concentrent sur les *Hedge Funds*. La différence entre les conclusions de Kosowski et al. (2006) et de Fama et French (2010) ne serait donc pas dû à l'ajout de facteurs de risque dans le modèle, mais à la différence qu'il y a entre les *Hedge Funds* et les fonds mutuels.

Une interrogation peut surgir des ces constats : Pourquoi, selon les méthodes de *bootstrapping*, les alphas positifs des *Hedge Funds* semblent être générés grâce à la compétence des managers alors que les alphas positifs générés par les fonds mutuels sont dû au hasard? Cette question dépasse le cadre de notre étude mais peut être le sujet d'un travail avenir.

---

**Tableau 8 : Tableau des résultats du modèle de *bootstrapping* selon Fama et French (2010)**

Le tableau 8 présente les résultats du *bootstrapping* selon le modèle de Fama et French (2010). Les résultats sont présentés pour l'échantillon intégral comprenant l'ensemble de fonds d'équité, l'échantillon de fonds avant changement d'institution financière, l'échantillon de fonds après changement d'institution financière, l'échantillon des fonds avant fusion ou acquisition et l'échantillon des fonds après fusion ou acquisition.  $Q_{95}$  donne l'alpha correspondant 95<sup>ème</sup> percentile de la distribution des alphas dus à la chance. La troisième colonne présente l'alpha de Carhart.  $t\text{-Stat}^b$  correspond à la statistique t de des alphas de Carhart dus à la chance. La cinquième colonne présente la statistique t de l'alpha de Carhart. La dernière colonne donne la conclusion du *bootstrapping* à savoir si l'alpha est dû à la chance ou aux compétences de gestionnaires de fonds.

---

| Échantillon                    | $Q_{95}$ | Alpha Carhart | $t\text{-Stat}^b$ | t-Stat | Luck or skill |
|--------------------------------|----------|---------------|-------------------|--------|---------------|
| Échantillon intégral           | 0.0033   | 0.0030        | 4.3924            | 1.4651 | Luck          |
| Avant changement d'institution | 0.0003   | 0.0003        | 3.8837            | 1.5122 | Luck          |
| Après changement d'institution | 0.0003   | 0.0003        | 3.8528            | 1.4673 | Luck          |
| Avant fusion ou acquisition    | 0.0004   | 0.0003        | 3.7804            | 1.0605 | Luck          |
| Après fusion ou acquisition    | 0.0003   | 0.0002        | 3.8119            | 0.9777 | Luck          |

---

## Conclusion

De nos échantillons créés à partir de la base de données de CRSP, nous avons pu implémenter deux différents modèles à facteur afin de mesurer l'alpha ainsi que deux méthodes de *bootstrapping*. Cela nous a permis de savoir d'une part si nous observons la présence d'alpha et d'autre part savoir si l'existence du alpha est dû au hasard.

Les conclusions des analyses statistiques montrent que les gestionnaires de fonds mutuels ne performant pas mieux que le marché à long terme. Toujours selon l'étude statistique les gestionnaires ont de meilleurs rendements en moyenne une fois à la tête d'un nouveau fonds. L'augmentation des rendements enregistrée est faible. Cette tendance d'amélioration des rendements est confirmée par la mesure du ratio de Sharpe modifié. Nous observons le phénomène inverse pour les gestionnaires dont le fonds a été racheté ou fusionné : les performances post acquisition ou fusion sont légèrement inférieures aux résultats précédents.

Les enseignements tirés des modèles à facteurs de Jensen et de Carhart démontrent la présence de alpha pour l'échantillon comprenant tous les fonds d'équités. Cette présence est statistiquement significative. Cependant nous observons un manque de significativité statistique sur les autres échantillons. Nous observons une stabilité des performances pour les managers qui changent d'institutions financière. En ce qui concerne les fonds qui ont fait l'objet de fusion ou d'acquisition, nous enregistrons une légère baisse des performances suite à la fusion ou l'acquisition. Ces dernières conclusions des modèles à facteurs confortent celles des analyses statistiques.

Nous nous sommes intéressé par la suite sur la nature du alpha. Nous voulons déterminer si les alphas de Jensen et de Carhart sont dus aux compétences propres des gestionnaires ou s'ils sont le fruit du hasard grâce à la méthode de *bootstrapping*.

Pour répondre à cette interrogation nous avons reproduit le modèle de Kosowski et al. (2006) ainsi que le modèle de Fama et French (2010). Le bilan est le même dans tous les

cas de figure : Les alphas enregistrés sont du au hasard. Cette conclusion est en accord avec celle de Fama et French (2010).

Nous avons constaté que lorsqu'un gestionnaire change de fonds, ses performances ne sont pas affectées. L'alpha produit n'est donc pas dû à l'institution financière dans laquelle se trouve le gestionnaire. Nous avons également constaté que les alphas observés sont le fruit du hasard. Les alphas ne relèvent pas des compétences des gestionnaires. Nous pouvons maintenant répondre à notre interrogation initiale : L'alpha est-il dû aux aptitudes du manager ou découle t-il de l'institution financière dans le quel se trouve le manager? Ni l'un, ni l'autre.

## Bibliographie

Agyei-Ampomah Sam, Mason Andrew, Clare Andrew et Thomas Steve, 2015, On luck versus skill when performance benchmarks are style-consistent, *Journal of Banking & Finance* 59(10), 127–145.

Berk Jonathan B. et van Binsbergen Jules H., 2013, Measuring managerial skill in the mutual fund industry, NBER Working Paper No 18184.

Bollen Nicolas P. B. et Busse Jeffrey A., 2004, Short-Term persistence in mutual fund performance, *Review of Financial Studies* 18(2), 569–597.

Busse Jeffrey A., Goyal Amit et Wahal Sunil, 2010, Performance and persistence in institutional investment management, *The Journal of Finance* 65(2), 765–790.

Carhart Mark M., 1997, On persistence in mutual fund performance, *Journal of Finance* 52(1), 57–82.

Chang Eric C. et Lewellen Wilbur G., 1984, Market timing and mutual fund investment performance, *Journal of Business* 57(1), 57–72.

Coval Joshua et Stafford Erik, 2005, Asset fire sales in equity markets, Working paper.

Ding Bill, 2006, Mutual fund mergers: A long-term analysis, Working paper, State University of New York at Albany.

Elton Edwin J., Gruber Martin J., Das Sanjiv et Hlavka Matthew, 1993, Efficiency with costly information: A reinterpretation of evidence from managed portfolios, *Review of Financial Studies* 6(1), 1–22.

Fama Eugene F. et French Kenneth R., 2010, Luck versus skill in the cross-section of mutual fund returns, *Journal of Finance* 65(5), 1915–1947.

Goetzmann William N. et Ibbotson Roger G., 1994, Do winners repeat? Patterns in mutual fund behavior, *Journal of Portfolio Management* 9(2), 9–18.

Grinblatt Mark et Titman Sheridan, 1989, Mutual fund performance: An analysis of quarterly holdings, *Journal of Business* 62(3), 393–416.

Grinblatt Mark et Titman Sheridan, 1992, Performance persistence in mutual funds, *Journal of Finance* 47(5), 1977–1984.

Grinblatt Mark et Titman Sheridan, 1993, Performance measurement without benchmarks: An examination of mutual fund returns, *Journal of Business* 66(1), 47–68.

Grinblatt Mark, Titman Sheridan et Wermers Russ, 1995, Momentum investment strategies, portfolio performance, and herding: A study of mutual fund behavior, *American Economic Review* 85(5), 1088–1105.

- Hendricks Darryll, Patel Jayendu et Zeckhauser Richard, 1993, Hot hands in mutual funds: Short-run persistence of relative performance, 1974-1988, *Journal of Finance* 48(1), 93–130.
- Henriksson Roy D. et Merton Robert, 1981, On market timing and investment performance. II. Statistical procedures for evaluating forecasting skills, *Journal of Business* 54(4), 513–533.
- Henriksson Roy D., 1984, Market timing and mutual fund performance: An empirical investigation, *Journal of Business* 57(1), 73–96.
- Hoberg Gerard, Kumar Nitin et Prabhala Nagpurnanand, 2016, Mutual fund competition, managerial skill, and alpha persistence, *Electronic Journal*, doi: 10.2139/ssrn.2422906
- Ippolito Richard A., 1989, Efficiency with costly information: A study of mutual fund performance, 1965-1984, *Quarterly Journal of Economics* 104(1), 1–23.
- Ippolito Richard A., 1992, Consumer reaction to measures of poor quality: Evidence from the mutual fund industry, *Journal of Law and Economics* 35(1), 45–70
- Jarrow Robert A., 2010, Active portfolio management and positive alphas: Fact or fantasy? , *The Journal of Portfolio Management* 36(4), 17–22
- Jarrow Robert A. et Protter Philip, 2011, Positive alphas, abnormal performance and illusory arbitrage, Working Paper, Cornell University.
- Jayaraman Narayanan, Khorana Ajay et Nelling Edward, 2002, An analysis of the determinants and shareholder wealth effects of mutual fund mergers, *Journal of Finance* 57(3), 1521–1551.
- Jensen Michael C., 1968, The performance of mutual funds in the period 1945-1964, *Journal of Finance* 23(2), 389–416.
- Kacperczyk Marcin, Van Nieuwerburgh Stijn et Veldkamp Laura, 2011, Time-varying fund manager skill, *National Bureau of Economic Research*, Working Paper 17615
- Khorana Ajay, 2001, Performance changes following top management turnover: evidence from open-end mutual funds, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 36(3), 371–393.
- Khorana Ajay, Servaes Henri et Wedge Lei, 2007, Portfolio manager ownership and fund performance, *Journal of Financial Economics* 85(1), 179–204.
- Kosowski Robert, Naik Narayan Y. et Teo Melvyn, 2006, Do Hedge Funds Deliver Alpha? A bayesian and bootstrap analysis, *Journal of Financial Economics* 84(1), 229—264.
- Malkiel Burton G., 1995, Returns from investing in equity mutual funds 1971 to 1991, *Journal of Finance* 50(2), 549–572.
- Markowitz Harry, 1952, Portfolio selection, *Journal of Finance* 7(1), 77–91.
- Merton Robert, 1973, Theory of rational option pricing, *Bell Journal of Economics and Management Science* 4, 141–183.

Sharpe William F., 1964, Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk, *Journal of Finance* 19(3), 425–442.

Treynor Jack L. et Black Fischer, 1973, How to use security analysis to improve portfolio selection, *Journal of Business* 46(1), 66–86.

Treynor, Jack L. et Mazuy Kay K., 1966, Can mutual funds outguess the market? , *Harvard Business Review* 44(4), 131–136.

Very Philippe, 2002, Desfusions et des hommes. Paris: Éditions d'organisation.

Very Philippe, Lubatkin Michael, Calori Roland et Veiga John, 1997, Relative standing and the performance of recently acquired European firms, *Strategie Management Journal* 18(8), 593–614.

Vidal-García Javier et Vidal Marta., 2016, Mutual Fund Performance and Private Information, SSRN Working paper.

Zhang Huazhu et Yan Cheng, 2018, A skeptical appraisal of the bootstrap approach in fund performance evaluation, *Financial markets, institutions and instruments* 27 (2), 49–86.

# Annexes

## A. Étapes du traitement de la base de données

---

### A. 1 : Étapes du traitement de la base de données

---

- Télécharger sur WRDS la base de données fournit par CRSP. À la section Mutual Funds choisir dans Fund Summary la période d'étude (Janvier 1999 à Janvier 2017) ainsi que les variables suivantes : Fund Identifier, Fund Name, Date Current Portfolio Mgr Took Control, Manager Name et Lipper Asset Code.
  - Ne retenir que les fonds d'équité dont le lipper asset code est EQ. À ce stade du traitement de la base de données, nous obtenons notre base de données dite intégrale.
  - Eliminer les fonds dont le nom du manager n'est pas dévoilé.
  - Écarter les fonds géré en équipe.
  - Corriger les noms des managers.
  - Écarter les managers qui n'ont pas changer de fonds.
  - Écarter les managers qui ont passé moins de 24 mois à la tête d'un fonds.
  - Création de la catégorie 1 : Partie de la base de données correspondant aux managers qui ont changé d'institution financière au cours de la période d'étude.
  - Création de la catégorie 2 : Partie de la base de données correspondant aux managers dont le fonds a été racheté ou fusionné avec un fonds d'une autre institution financière.
-

## A. 2 : Liste des noms corrigés de managers

| <b>Avant correction</b> |   | <b>Après correction</b> |
|-------------------------|---|-------------------------|
| Adam A. Weigold         | → | Adam Weigold            |
| Alessio de Longis       | → | Alessio De Longis       |
| Andrew Wellington       | → | Andrew B. Wellington    |
| Bahaa Fam               | → | Bahaa W. Fam            |
| Barry Ogden             | → | Barry M. Ogden          |
| Basu Mullick            | → | S. Basu Mullick         |
| Blaine Rollins          | → | Blaine P. Rollins       |
| Bob Deere               | → | Robert T. Deere         |
| Bob Heintz              | → | Robert Heintz           |
| Brian Berghuis          | → | Brian W. H. Berghuis    |
| Brian Bythrow           | → | Brian A. Bythrow        |
| Brian M. McGreevy       | → | Brian McGreevy          |
| Bruce Aronow            | → | Bruce K. Aronow         |
| Caesar Bryan            | → | Caesar M.P. Bryan       |
| Carl Smith              | → | Carl J. Smith           |
| Carlton Neel            | → | Carlton Neel            |
| Charles Akre, Jr.       | → | Charles T. Akre, Jr.    |
| Charles B. Gaffney      | → | Charles Gaffney         |
| Charles Morris          | → | Charles A. Morris       |
| Christopher Jones       | → | Christopher M.V Jones   |
| Christopher McHugh      | → | Christopher K. McHugh   |
| Cutis Hollingsworth     | → | Curtis Hollingsworth    |
| Cynthia Prince-Fox      | → | Cynthia P. Prince-Fox   |
| D Kirk Henry            | → | D. Kirk Henry           |
| Dale A. Winner, CFA     | → | Dale A. Winner          |
| Dan Becker              | → | Daniel P. Becker        |
| Dan Chung               | → | Dan C. Chung            |
| Darren Jaroach          | → | Darren Jaroach          |
| Dave Nolan              | → | David P. Nolan          |
| David Carlson           | → | David B. Carlson        |
| David Corkins           | → | David J. Corkins        |
| David D. Basten         | → | David Basten            |
| David Daglio            | → | David A. Daglio         |
| David Dreman            | → | David N. Dreman         |

|                           |   |                        |
|---------------------------|---|------------------------|
| David S. Yealy            | → | David Yealy            |
| Debra L. Jelilian         | → | Debra L. Jelilian      |
| Denise Krisko             | → | Denise M. Krisko       |
| Dennis Lynch              | → | Dennis P. Lynch        |
| Diane M. Sales            | → | Dianne M. Sales        |
| Don Peters                | → | Donald J. Peters       |
| Donald Baxter             | → | Donald H. Baxter       |
| Doug Chase                | → | Douglas Chase          |
| Douglas Ramos             | → | Douglas D. Ramos       |
| E. Hocknell               | → | Edward H. Hocknell     |
| Ed Walczak                | → | Edwin Walczak          |
| Edmund Notzon             | → | Edmund M. Notzon III   |
| Elise Baum                | → | R. Elise Baum          |
| Erik Voss                 | → | Erik J. Voss           |
| Eugene Sit                | → | Eugene C. Sit          |
| Eytan Shapiro             | → | Eytan M. Shapiro       |
| Frank V. Caruso           | → | Frank Caruso           |
| Fred Plautz               | → | Frederick L. Plautz    |
| Fred Sturm                | → | Frederick Sturm        |
| G. Kenneth Heebner        | → | G. Kenneth Heebner     |
| Garrett R. Van<br>Wagoner | → | Garrett R. Van Wagoner |
| Garrett Van Wagoner       | → | Garrett R. Van Wagoner |
| George Deming             | → | George E. Deming       |
| George Hashbarger Jr      | → | George Hashbarger Jr.  |
| George Pierides           | → | George C. Pierides     |
| Gerald Frey               | → | Gerald S. Frey         |
| Gerald P. Sullivan        | → | Gerard Sullivan        |
| Gordon Fines              | → | Gordon M. Fines        |
| Greg A. McCrickard        | → | Gregory A. McCrickard  |
| Harlon Carere             | → | Harlan Carere          |
| Heiko Thieme              | → | Heiko H. Thieme        |
| Howard Ward               | → | Howard F. Ward         |
| James Gribbell            | → | James B. Gribbell      |
| James L. Moffett          | → | James L. Moffett       |
| James Rullo               | → | James A. Rullo         |
| James S. Welch            | → | James Welch            |
| James Vail                | → | James A. Vail          |

|                       |   |                       |
|-----------------------|---|-----------------------|
| Jason D. Weiner       | → | Jason D. Weiner       |
| Jeff Rottinghaus      | → | Jeffery Rottinghaus   |
| Jeffrey L. Knight     | → | Jeffrey Knight        |
| Jerome Heppelmann     | → | Jerome J. Heppelmann  |
| Joe V. Rodriguez, Jr. | → | Joe Rodriguez, Jr.    |
| John Carey            | → | John A. Carey         |
| John Geewax           | → | John J. Geewax        |
| John Keeley           | → | John L. Keeley, Jr.   |
| John Lui              | → | John C. Lui           |
| John Montgomery       | → | John N.R. Montgomery  |
| John Park             | → | John H. Park          |
| John Segner           | → | John S. Segner        |
| John W. Rogers        | → | John W. Rogers, Jr.   |
| John W. Southard Jr   | → | John W. Southard Jr.  |
| Jonathan Coleman      | → | Jonathan D. Coleman   |
| Jonathan Simon        | → | Jonathan K.L Simon    |
| Jordan Schreiber      | → | Jordan C. Schreiber   |
| Joseph A. Cerniglia   | → | Joseph A. Cerniglia   |
| Joseph Wickwire       | → | S. Joseph Wickwire II |
| Julie Van Cleave      | → | Julie M. Van Cleave   |
| K William Nolin       | → | K. William Nolin      |
| Karen McGrath         | → | Karen E. Mcgrath      |
| Karen Reidy           | → | Karen L. Reidy        |
| Kevin McCloskey       | → | Kevin R. McCloskey    |
| L Emerson Tuttle      | → | L. Emerson Tuttle     |
| Lance James           | → | Lance F. James        |
| Larry J. Puglia       | → | Larry J. Puglia       |
| Lawrence Fuller       | → | Lawrence R. Fuller    |
| Lawrence J. Pavelec   | → | Lawrence Pavelec      |
| Lawrence Kemp         | → | Lawrence G. Kemp      |
| Louis Navellier       | → | Louis G. Navellier    |
| Manind Govil          | → | Manind V. Govil       |
| Marc Heilweil         | → | Marc S. Heilweil      |
| Mark Bavoso           | → | Mark A. Bavoso        |
| Mark Mitchell         | → | Mark A. Mitchell      |
| Michael Corelli       | → |                       |
| Michael Fasciano      | → | Michael F. Fasciano   |
| Michael Hershey       | → | Michael L. Hershey    |

|                        |   |                       |
|------------------------|---|-----------------------|
| Michael Kennedy        | → | Michael T. Kennedy    |
| Michael Sutton         | → | Michael S. Sutton     |
| Michael W. Cook, Sr.   | → | Michael W. Cook       |
| Mihir P. Worah         | → | Mihir Worah           |
| Mike Byrum             | → | Michael P. Byrum      |
| Mike Sola              | → | Michael F. Sola       |
| Mitch Rubin            | → | Mitchell Rubin        |
| O. Thomas Barry, III   | → | O. Thomas Barry III   |
| Paul Wick              | → | Paul H. Wick          |
| Peter Higgins          | → | Peter I. Higgins      |
| Philip Ehrmann         | → | Philip Ehrman         |
| Phillip Tasho          | → | Philip D. Tasho       |
| R Elise Baum           | → | R. Elise Baum         |
| Rand Alexander         | → | Rand L. Alexander     |
| Raymond McCaffrey      | → | Raymond J. McCaffrey  |
| Rich Fentin            | → | Richard Fentin        |
| Richard Johnson        | → | Richard J. Johnson    |
| Richard Rosen          | → | Richard A. Rosen      |
| Rick Johnson           | → | Richard J. Johnson    |
| Robert Brody           | → | Robert Brookby        |
| Robert Fetch           | → | Robert P. Fetch       |
| Robert Gensler         | → | Robert N. Gensler     |
| Robert Mohn            | → | Robert A. Mohn        |
| Robert Morse           | → | Robert P. Morse       |
| Robert Olstein         | → | Robert A. Olstein     |
| Robert Shearer         | → | Robert M. Shearer     |
| Ron Canakaris          | → | Ronald E. Canakaris   |
| Ronald J. Zibelli, Jr. | → | Ronald J. Zibelli     |
| Samuel S. Stewart, Jr. | → | Samuel S. Stewart Jr. |
| Saul Pannell           | → | Saul J. Pannell       |
| Scott Schoelzel        | → | Scott W. Schoelzel    |
| Stephan A. Clark       | → | Stephen A. Clark      |
| Stephen E. Grant       | → | Stephen Grant         |
| Stephen L. Bartolini   | → | Stephen Bartolini     |
| Steve Calhoun          | → | Steven Calhoun        |
| Steve Falci            | → | Steven A. Falci       |
| Steven Buller          | → | Steve Buller          |
| Susan Byrne            | → | Susan M. Byrne        |

|                       |   |                    |
|-----------------------|---|--------------------|
| Ted Bigman            | → | Theodore R. Bigman |
| Theodore Bigman       | → | Theodore R. Bigman |
| Thomas B. Bastain     | → | Thomas B. Bastian  |
| Thomas J. Huber       | → | Thomas Huber       |
| Tim Cohen             | → | Timothy Cohen      |
| Tim Heffernan         | → | Timothy Heffernan  |
| Tom Gangel            | → | Thomas S. Gangel   |
| Valerie Sill          | → | Valerie J. Sill    |
| Wallace Weitz         | → | Wallace R. Weitz   |
| Warren Spitz          | → | Warren E. Spitz    |
| Will Danoff           | → | William Danoff     |
| William H. Ahern, Jr. | → | William H. Ahern   |
| William Walker        | → | William R. Walker  |
| William Zieff         | → | William E. Zieff   |
| Wyatt Crumpler        | → | Wyatt C. Crumpler  |
| Zaheer Sitabjhan      | → | Zaheer Sitabkhan   |

## **B. Distributions des rendements**

Les graphiques de distribution des rendements permettent de compléter et d'illustrer l'analyse statistique faite dans la partie 3 Résultats de ce travail. Cela permet de visualiser le *skewness* et le kurtosis des rendements de nos différents échantillons.

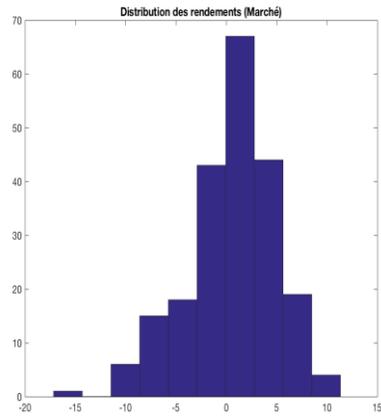
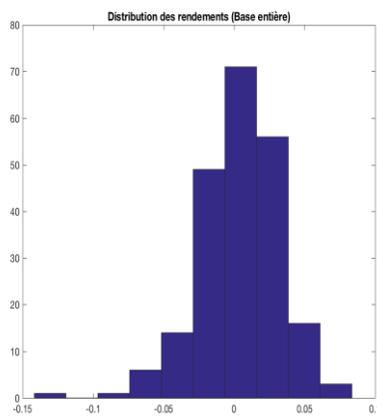
---

### **B. 1 : Distribution des rendements**

#### **(Échantillon intégral & Marché)**

L'annexe B. 1 présente graphiquement la distribution des rendements mensuels de l'échantillon intégral comprenant l'ensemble de fonds d'équité (graphique de droite) ainsi que la distribution des rendements mensuels du marché sur une période allant de Janvier 1999 à Janvier 2017.

---



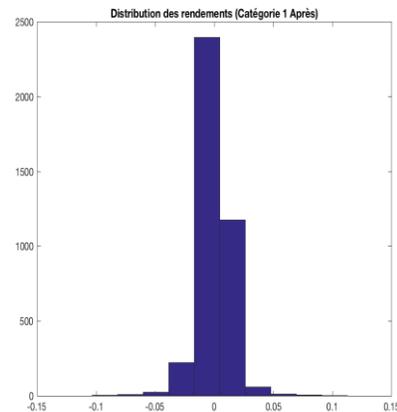
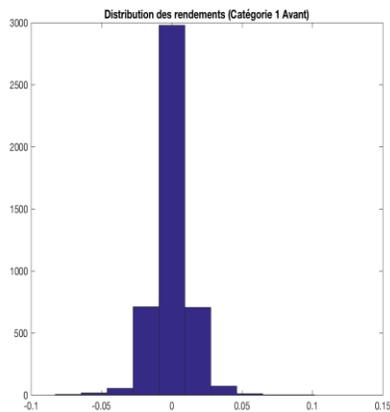
---

## B. 2 : Distribution des rendements

### (Échantillons : Changement d'institution financière)

L'annexe B. 2 présente les graphiques de la distribution des rendements quotidiens avant le changement d'institution financière (à droite) et la distribution des rendements quotidiens après changement d'institution financière (à gauche) sur une période allant de Janvier 1999 à Janvier 2017.

---



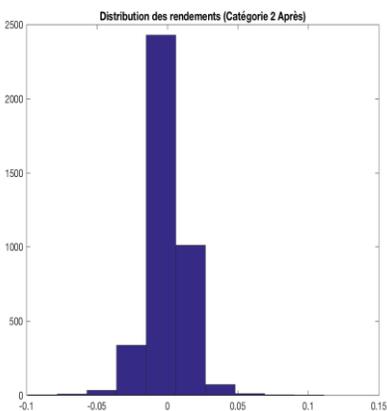
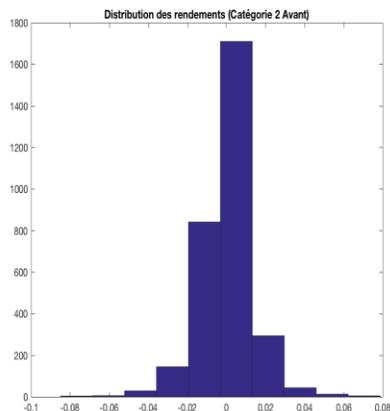
---

## B. 3: Distribution des rendements

### (Échantillons : Fusion ou acquisition)

L'annexe B. 3 présente graphiquement la distribution des rendements quotidiens avant fusion ou acquisition (à droite) et la distribution des rendements quotidiens après fusion ou acquisition (à gauche) sur une période allant de Janvier 1999 à Janvier 2017.

---



### **C. Statistiques complémentaires des régressions**

Des statistiques complémentaires des différentes régressions sont présentées dans les tableaux ci-dessous.

---

#### **C. 1 : Statistiques complémentaires des régressions (Échantillon intégral)**

L'annexe C. 1 présente l'alpha de Jensen, l'alpha de Carhart, le  $R^2$ , le  $R^2$  ajusté, *Root mean square*, la *p-value* et *F-statistic vs constant model*. Ces variables sont issues de la régression MCO des rendements mensuels sur le(s) facteur(s) conformément au modèle de Jensen et de Carhart. La régression s'effectue sur l'échantillon intégral comprenant l'ensemble de fonds d'équité.

---

| Statistiques             | Modèle de Jensen | Modèle de Carhart |
|--------------------------|------------------|-------------------|
| Alpha                    | 0.0032           | 0.0030            |
| $R^2$                    | 0.0188           | 0.0334            |
| $R^2$ Ajusté             | 0.0143           | 0.0151            |
| Root mean Square         | 0.0295           | 0.0295            |
| p - Value                | 0.0435           | 0.1240            |
| F- stat vs. Const. model | 4.1200           | 1.8300            |

---

---

**C. 2 : Statistiques complémentaires des régressions  
(Changement d'institution financière - Jensen)**

L'annexe C. 2 présente l'alpha de Jensen, le  $R^2$ , le  $R^2$  ajusté, *Root mean square*, la *p-value* et *F-statistic vs constant model*. Ces variables sont issues de la régression MCO des rendements quotidiens sur le facteur de la prime de risque ( $R_M - R_F$ ) conformément au modèle de Jensen. La régression s'effectue sur les échantillons des fonds avant et après le changement d'institution financière (respectivement Catégorie 1A et Catégorie 1B).

| Statistiques             | Catégorie 1A | Catégorie 1B |
|--------------------------|--------------|--------------|
| Alpha de Jensen          | 0.0003       | 0.0003       |
| $R^2$                    | 0.0000       | 0.0000       |
| $R^2$ Ajusté             | -0.0002      | -0.0002      |
| Root mean Square         | 0.0121       | 0.0129       |
| p - Value                | 0.6120       | 0.5910       |
| F- stat vs. Const. model | 0.2580       | 0.2880       |

---



---

**C. 3 : Statistiques complémentaires des régressions  
(Changement d'institution financière - Carhart)**

L'annexe C. 3 présente l'alpha de Carhart, le  $R^2$ , le  $R^2$  ajusté, *Root mean square*, la *p-value* et *F-statistic vs constant model*. Ces variables sont issues de la régression MCO des rendements quotidiens sur les facteurs de la prime de risque ( $R_M - R_F$ ), SMB, HML et UMD conformément au modèle de Carhart. La régression s'effectue sur les échantillons des fonds avant et après le changement d'institution financière (respectivement Catégorie 1A et Catégorie 1B).

| Statistiques             | Catégorie 1A | Catégorie 1B |
|--------------------------|--------------|--------------|
| Alpha de Carhart         | 0.0003       | 0.0003       |
| $R^2$                    | 0.0008       | 0.0007       |
| $R^2$ Ajusté             | -0.0001      | -0.0003      |
| Root mean Square         | 0.0121       | 0.0129       |
| p - Value                | 0.4810       | 0.5990       |
| F- stat vs. Const. model | 0.8700       | 0.6900       |

---

---

**C. 4 : Statistiques complémentaires des régressions  
(Fusion ou acquisition - Jensen)**

L'annexe C. 4 présente l'alpha de Jensen, le  $R^2$ , le  $R^2$  ajusté, *Root mean square*, la *p-value* et *F-statistic vs constant model*. Ces variables sont issues de la régression MCO des rendements quotidiens sur le facteur de la prime de risque ( $R_M - R_F$ ) conformément au modèle de Jensen. La régression s'effectue sur les échantillons comprenant les fonds qui vont subir une fusion ou une acquisition (Catégorie 2A) et les échantillons comprenant les fonds qui ont subi une fusion ou une acquisition (Catégorie 2B).

| Statistiques             | Catégorie 2A | Catégorie 2B |
|--------------------------|--------------|--------------|
| Alpha de Jensen          | 0.0003       | 0.0002       |
| $R^2$                    | 0.0000       | 0.0000       |
| $R^2$ Ajusté             | -0.0003      | -0.0003      |
| Root mean Square         | 0.0134       | 0.0131       |
| p - Value                | 0.9180       | 0.9030       |
| F- stat vs. Const. model | 0.0107       | 0.0147       |

---

**C. 5 : Statistiques complémentaires des régressions  
(Fusion ou acquisition - Carhart)**

L'annexe C. 5 présente l'alpha de Carhart, le  $R^2$ , le  $R^2$  ajusté, *Root mean square*, la *p-value* et *F-statistic vs constant model*. Ces variables sont issues de la régression MCO des rendements quotidiens sur les facteurs de la prime de risque ( $R_M - R_F$ ), SMB, HML et UMD conformément au modèle de Carhart. La régression s'effectue sur les échantillons comprenant les fonds qui vont subir une fusion ou une acquisition (Catégorie 2A) et les échantillons comprenant les fonds qui ont subi une fusion ou une acquisition (Catégorie 2B).

| Statistiques             | Catégorie 2A | Catégorie 2B |
|--------------------------|--------------|--------------|
| Alpha de Carhart         | 0.0003       | 0.0002       |
| $R^2$                    | 0.0006       | 0.0014       |
| $R^2$ Ajusté             | -0.0007      | 0.0003       |
| Root mean Square         | 0.0134       | 0.0131       |
| p - Value                | 0.7700       | 0.2560       |
| F- stat vs. Const. model | 0.4530       | 1.3300       |

---

## D. Matrices de corrélation

---

### D. 1: Matrice de corrélation

#### (Échantillon Intégral)

L'annexe D. 1 présente la matrice des corrélations par paires des rendements et des quatre facteurs de Carhart (Prime de risque, SMB, HML et UMD) entre Janvier 1999 et Janvier 2017 sur une base mensuelle. L'échantillon utilisé comprend l'ensemble de fonds d'équité. L'astérisques (\*) indiquent un niveau de significativité statistique de 5%.

---

|             | Rend          | $R_M - R_F$   | SMB           | HML           | UMD           |
|-------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Rend        | <b>1.0000</b> |               |               |               |               |
| $R_M - R_F$ | -0.1449       | <b>1.0000</b> |               |               |               |
| SMB         | 0.0596*       | 0.2582*       | <b>1.0000</b> |               |               |
| HML         | 0.0200        | -0.0879       | -0.2923 *     | <b>1.0000</b> |               |
| UMD         | 0.0098        | -0.3274 *     | 0.1303        | -0.2197 *     | <b>1.0000</b> |

---

---

## D. 2 : Matrice de corrélation

### (Avant changement d'institution financière)

L'annexe D. 2 présente la matrice des corrélations par paires des rendements et des quatre facteurs de Carhart (Prime de risque, SMB, HML et UMD). L'échantillon utilisé est celui des fonds avant le changement d'institution financière sur une période d'étude allant de Janvier 1999 et Janvier 2017 sur une base quotidienne. L'astérisques (\*) indiquent un niveau de significativité statistique de 5%.

---

|             | Rend          | $R_M - R_F$   | SMB           | HML           | UMD           |
|-------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Rend        | <b>1.0000</b> |               |               |               |               |
| $R_M - R_F$ | -0.0077       | <b>1.0000</b> |               |               |               |
| SMB         | -0.0093       | 0.0871*       | <b>1.0000</b> |               |               |
| HML         | 0.0170        | 0.0322*       | -0.1673*      | <b>1.0000</b> |               |
| UMD         | -0.0213       | -0.2952*      | 0.1268*       | -0.3468*      | <b>1.0000</b> |

---

## D. 3: Matrice de corrélation

### (Après changement d'institution financière)

L'annexe D. 3 présente la matrice des corrélations par paires des rendements et des quatre facteurs de Carhart (Prime de risque, SMB, HML et UMD). L'échantillon utilisé est celui des fonds après le changement d'institution financière sur une période d'étude allant de Janvier 1999 et Janvier 2017 sur une base quotidienne. L'astérisques (\*) indiquent un niveau de significativité statistique de 5%.

---

|             | Rend          | $R_M - R_F$   | SMB           | HML           | UMD           |
|-------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Rend        | <b>1.0000</b> |               |               |               |               |
| $R_M - R_F$ | -0.0087       | <b>1.0000</b> |               |               |               |
| SMB         | 0.0227        | 0.1145*       | <b>1.0000</b> |               |               |
| HML         | 0.0011        | 0.2656*       | -0.0954*      | <b>1.0000</b> |               |
| UMD         | 0.0008        | -0.3953*      | 0.0679*       | -0.4263*      | <b>1.0000</b> |

---

---

#### D. 4 : Matrice de corrélation :

##### (Avant fusion ou acquisition)

L'annexe D. 4 présente la matrice des corrélations par paires des rendements et des quatre facteurs de Carhart (Prime de risque, SMB, HML et UMD). L'échantillon utilisé est celui des fonds avant fusion ou acquisition sur une période d'étude allant de Janvier 1999 et Janvier 2017 sur une base quotidienne. L'astérisques (\*) indiquent un niveau de significativité statistique de 5%.

---

|             | Rend          | $R_M - R_F$   | SMB           | HML           | UMD           |
|-------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Rend        | <b>1.0000</b> |               |               |               |               |
| $R_M - R_F$ | -0.0020       | <b>1.0000</b> |               |               |               |
| SMB         | 0.0116        | 0.0860*       | <b>1.0000</b> |               |               |
| HML         | 0.0156        | 0.0699*       | -0.1783*      | <b>1.0000</b> |               |
| UMD         | -0.0108       | -0.3502*      | 0.1839*       | -0.3238*      | <b>1.0000</b> |

---

---

#### D. 5 : Matrice de corrélation

##### (Après fusion ou acquisition)

L'annexe D. 5 présente la matrice des corrélations par paires des rendements et des quatre facteurs de Carhart (Prime de risque, SMB, HML et UMD). L'échantillon utilisé est celui des fonds après fusion ou acquisition sur une période d'étude allant de Janvier 1999 et Janvier 2017 sur une base quotidienne. L'astérisques (\*) indiquent un niveau de significativité statistique de 5%.

---

|             | Rend          | $R_M - R_F$   | SMB           | HML           | UMD           |
|-------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Rend        | <b>1.0000</b> |               |               |               |               |
| $R_M - R_F$ | 0.0018        | <b>1.0000</b> |               |               |               |
| SMB         | 0.0313*       | 0.1145*       | <b>1.0000</b> |               |               |
| HML         | 0.0152        | 0.2656*       | -0.0954*      | <b>1.0000</b> |               |
| UMD         | -0.0040       | -0.3953*      | 0.0679*       | -0.4263*      | <b>1.0000</b> |

---

## E. Graphiques du bootstrapping

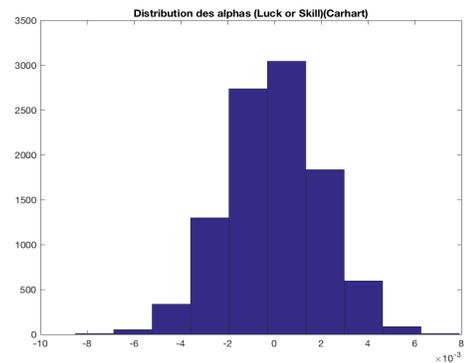
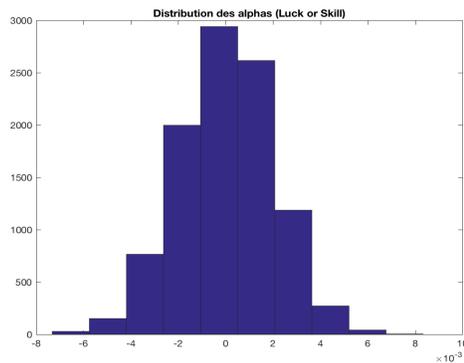
Les graphiques suivant permettent de compléter les résultats des tableaux 7 et 8. Ils montrent que la distribution des alphas dus à la chance se rapproche d'une distribution normale.

---

### E. 1 : Graphiques du bootstrapping

#### (Échantillon intégral)

L'annexe E. 1 présente, à droite, le graphique la distribution des alphas dus à la chance selon la méthode de Kosowski et al. (2007) reposant sur le modèle de Jensen. À gauche est illustré la distribution des alphas dus à la chance selon la méthode de Fama et French (2010) s'appuyant sur le modèle de Carhart. Nous utilisons l'échantillon intégral comprenant l'ensemble de fonds d'équité.



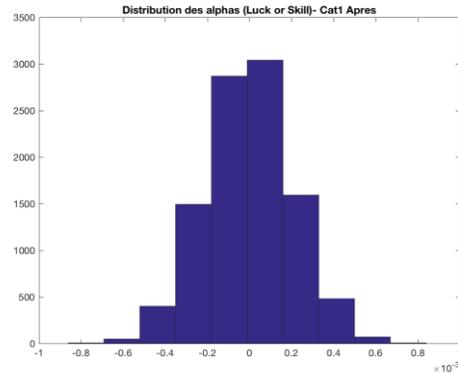
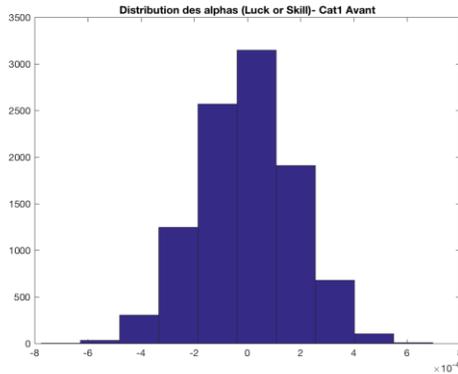
---

## E. 2 : Graphiques du *bootstrapping*

### (Changement d'institution financière - Jensen)

L'annexe E. 2 illustre graphiquement la distribution des alphas dus à la chance selon la méthode de Kosowski et al. (2007) reposant sur le modèle de Jensen. À droite la méthode est appliquée sur l'échantillon des fonds avant le changement d'institution financière tandis que celle de gauche représente l'échantillon des fonds après le changement d'institution financière.

---



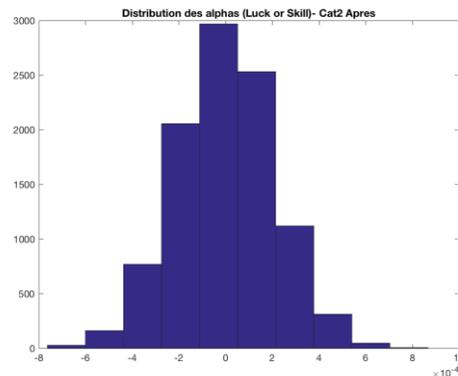
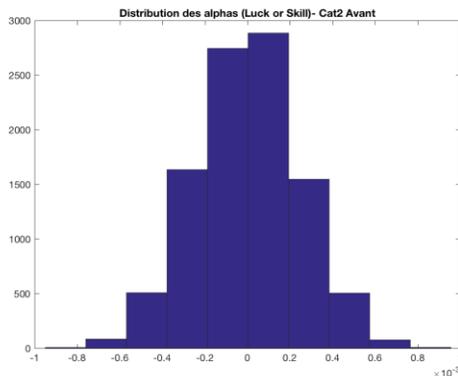
---

## E. 3 : Graphiques du *bootstrapping*

### (Fusion ou acquisition - Jensen)

L'annexe E. 3 illustre graphiquement la distribution des alphas dus à la chance selon la méthode de Kosowski et al. (2007) reposant sur le modèle de Jensen. À droite la méthode est appliquée sur l'échantillon comprenant les fonds qui vont subir une fusion ou une acquisition tandis que celle de gauche représente l'échantillon comprenant les fonds qui ont subi une fusion ou une acquisition.

---



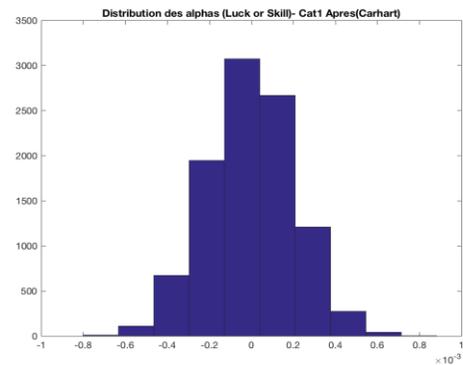
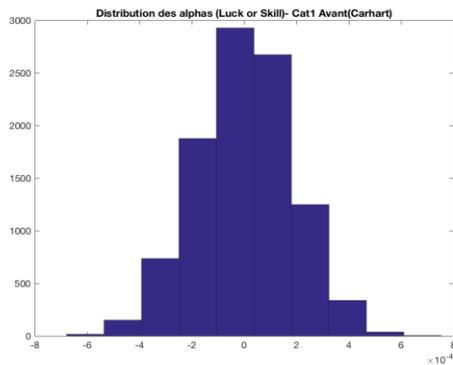
---

## E. 4 : Graphiques du *bootstrapping*

### (Changement d'institution financière - Carhart)

L'annexe E. 4 illustre graphiquement la distribution des alphas dus à la chance selon la méthode de Fama et French (2010) s'appuyant sur le modèle de Carhart. À droite la méthode est appliquée sur l'échantillon des fonds avant le changement d'institution financière tandis que celle de gauche représente l'échantillon des fonds après le changement d'institution financière.

---



---

## E. 5 : Graphiques du *bootstrapping*

### (Fusion ou acquisition - Carhart)

L'annexe E. 5 illustre graphiquement la distribution des alphas dus à la chance selon la méthode de Fama et French (2010) s'appuyant sur le modèle de Carhart. À droite la méthode est appliquée sur l'échantillon comprenant les fonds qui vont subir une fusion ou une acquisition tandis que celle de gauche représente l'échantillon comprenant les fonds qui ont subit une fusion ou une acquisition.

---

