

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC EN OUTAOUAIS

MÉMOIRE DE MAÎTRISE

PRÉSENTÉ À

MANEL KAMMOUN, PhD.

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIE FINANCIÈRE

PAR

MOHAMMED MLIH

ÉTUDE DE L'IMPACT DU CHOIX DES PORTEFEUILLES DE RÉFÉRENCE
SUR LE DÉSACCORD DE LA CLIENTÈLE DES FONDS MUTUELS

MARS 2020

Résumé

Ce mémoire a pour objectif d'examiner le désaccord des investisseurs dans le cadre de l'évaluation de la performance des fonds mutuels activement gérés. Nous étudions plus spécifiquement la mesure du désaccord proposé par Chrétien et Kammoun (2017) dans l'exercice de choix de plusieurs actifs de base.

Pour atteindre notre objectif, nous utilisons les données sur les fonds mutuels activement gérés du marché américain. Nous estimons le désaccord des investisseurs à l'aide de la démarche de Chrétien et Kammoun (2017) et nous utilisons trois différents ensembles d'actifs de base, soit les portefeuilles d'industrie, les cinq fonds négociés en bourse et les onze fonds indiciels Vanguard.

Nos résultats indiquent la présence significative d'un désaccord entre les investisseurs dans l'évaluation des fonds mutuels américains. Par ailleurs, l'exercice du choix de plusieurs actifs de base dans l'estimation du désaccord des investisseurs révèle une faible sensibilité des résultats.

Nous concluons que le désaccord des investisseurs n'est pas affecté par le changement des actifs de base. Nos résultats soutiennent la conclusion de Chrétien et Kammoun (2017) en ce qui concerne la robustesse de leurs résultats par rapport à l'utilisation des différents actifs de base.

Mots clés : mesures de désaccord des investisseurs, fonds mutuels, évaluation de la performance, problème de choix des portefeuilles de référence, mesure de performance de la meilleure et de la pire clientèle.

Remerciements

Je tiens à exprimer ma profonde gratitude et mes remerciements les plus intenses à ma directrice de mémoire Madame Manel Kammoun, Professeure à l'Université du Québec en Outaouais, de m'avoir accordé sa confiance et son soutien tout au long de ce travail de recherche. Ses judicieux conseils et ses directives ont beaucoup contribué à la réalisation de ce mémoire.

Mes remerciements s'adressent également aux enseignants du Département des sciences administratives de l'Université du Québec en Outaouais, plus particulièrement à la Directrice du programme Madame Céline Gauthier de m'avoir soutenu et encouragé durant mes études. J'adresse mes vives reconnaissances aux membres de jury qui ont accepté de m'accorder le temps et l'effort pour évaluer ce travail.

Table des matières

Résumé.....	2
Remerciements.....	3
Table des matières.....	4
Liste des tableaux.....	6
Liste des abréviations.....	7
1. Introduction	8
1.1. Justification de la recherche.....	8
1.2. Objectif et contribution.....	10
2. L'industrie des fonds mutuels	12
2.1. Les fonds mutuels.....	12
2.2. La croissance de l'industrie des fonds mutuels	13
2.3. Les catégories de fonds d'actions	14
2.4. Les principales approches de gestion	16
3. Revue de la littérature.....	18
3.1. Les mesures de la performance.....	18
3.1.1. Les mesures basées sur les modèles à facteurs.....	18
3.1.2. Les mesures conditionnelles.....	21
3.1.3. Les mesures basées sur les poids des portefeuilles.....	22
3.1.4. Les mesures basées sur les facteurs d'escompte stochastique.....	24
3.2. L'enjeu du choix des portefeuilles de référence	26
3.3. Les préférences hétérogènes et le désaccord entre les investisseurs	32
3.3.1. Les préférences hétérogènes des investisseurs	32
3.3.2. Les mesures du désaccord des investisseurs.....	34
3.4. Résumé de la revue de la littérature.....	34
4. Hypothèses de recherche.....	37
5. Méthodologie.....	39
5.1. Mesure du désaccord des investisseurs.....	39

5.2. Justification des choix méthodologiques	45
5.3. Estimation de la mesure de désaccord des investisseurs	47
6. Données.....	51
6.1. Les fonds mutuels	51
6.2. Les portefeuilles de référence	53
6.3. Statistiques descriptives.....	54
7. Résultats	57
8. Conclusion générale, limites et extensions	60
9. Références	62

Liste des tableaux

Tableau 1 : Sommaire statistique des rendements mensuels des fonds mutuels et des portefeuilles de référence	67
Tableau 2 : Matrices de corrélation pour les portefeuilles de référence	69
Tableau 3 : Sommaire statistique du désaccord des investisseurs dans l'évaluation de la performance.....	71
Tableau 4 : Sommaire statistique du désaccord des investisseurs pour la période 2000-2016.....	72

Liste des abréviations

APT :	Asset Pricing Theory
ARCH :	Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
CRSP :	Center For Research in Security Prices
FES :	Facteur d'Escompte Stochastique
FNB :	Fonds Négociés en Bourse
GARCH :	Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
GMM :	Generalized Method of Moments
HML :	High Minus Low
MCO :	Moindres Carrés Ordinaire
MEDAF :	Modèle d'Évaluation Des Actifs Financiers
MOM :	Momentum
SAS :	Statistical Analysis System
SMB :	Small Minus Big
TNA :	Total Net Asset

1. Introduction

1.1. Justification de la recherche

De nos jours, l'industrie des fonds mutuels connaît une croissance remarquable. En 2016, le marché américain détient plus de 16 000 milliards de dollars US en actifs nets, soit le triple de la taille du marché connu en 1996. Le nombre de fonds mutuels américains a également augmenté, passant de 6248 en 1996 à 8066 en 2016¹.

Avec cette croissance de l'industrie des fonds, les investisseurs ont l'embaras du choix pour leurs placements. En effet, il devient difficile pour eux de comparer les performances des fonds pour pouvoir repérer les meilleures opportunités de placement. Compte tenu de cette difficulté, ces investisseurs cherchent à trouver les meilleures pratiques de sélection des fonds mutuels, en l'occurrence, les fonds mutuels activement gérés.

Ainsi, plusieurs études ont été réalisées afin d'examiner la performance des fonds mutuels activement gérés. D'une part, des études ont développé des mesures de performance, telles que les mesures basées sur les modèles à facteurs (Jensen (1968), Carhart (1997), Fama et French (1993), etc.), les mesures conditionnelles (Ferson et Schadt (1996), Glosten et Jagannathan (1994), etc.), les mesures basées sur les poids des portefeuilles (Cornell (1979), Grinblatt et Titman (1989), Ferson et Khang (2002), etc.) et les mesures basées sur les facteurs d'escompte stochastique (Chen et Knez (1996), Glosten et Jagannathan (1994), etc.). D'autre part, des études ont documenté d'autres aspects dans l'évaluation de la performance, comme le problème du choix des portefeuilles de référence (Roll (1978), Lehmann et Modest (1987), Wermers (2000), Sharpe (1992), etc.), les comportements biaisés des investisseurs (Capon, Fitzsimons et Prince (1996), Barber, Odean et Zheng (2005), Bailey, Kumar et Ng (2011), etc.).

1 - Investment Company Fact Book 2017, 57ème édition, p. 170

Plus récemment, Ferson et Lin (2014) et Chrétien et Kammoun (2017) ont porté l'attention sur la présence d'un désaccord significatif entre les investisseurs dans l'évaluation de la performance des fonds mutuels activement gérés. Ils considèrent qu'il est important d'analyser les raisons de ce désaccord puisque celui-ci affecte généralement l'évaluation. Plus précisément, Chrétien et Kammoun (2017) pensent que pour une certaine clientèle de fonds mutuels, le désaccord des investisseurs peut avoir suffisamment d'impact sur les résultats de performance des fonds mutuels. Ils démontrent à travers leur étude que le désaccord peut changer la performance moyenne des fonds de négative à positive. Ferson et Lin (2014) mentionnent qu'une meilleure compréhension du désaccord des investisseurs constitue un défi majeur pour les recherches futures.

Dans cette perspective, plusieurs pistes de recherches peuvent être développées afin de comprendre le désaccord des investisseurs. En considérant la littérature existante, nous pouvons étudier la mesure de désaccord en relation avec le problème du choix des actifs de base. Nous nous intéressons particulièrement à cette relation en raison de nombreuses limites soulevées par certaines études ((Roll (1978), Lehmann et Modest (1987), Wermers (2000), Sharpe (1992)) concernant le choix des portefeuilles de référence sur des mesures de performance. Comme les mesures de désaccord reposent en partie sur les mesures de performance des fonds mutuels (mesure de performance d'un agent représentatif pour le cas de la mesure de désaccord de Ferson et Lin (2014) et mesure de performance du point de vue des clientèles pour le cas de la mesure de Chrétien et Kammoun (2017)), les limites sur le choix des portefeuilles de référence peuvent être considérées aussi sur les mesures de désaccord. En d'autres termes, nous analysons la relation pour comprendre si le choix des actifs de base a un impact sur la mesure de désaccord des investisseurs, comme démontré dans le cas des mesures de performance. Pour ce faire, nous pensons qu'une démarche empirique telle que présentée par les études de Roll (1978) et Lehmann et Modest (1987) est nécessaire pour mener à conclure la relation. Cette démarche consiste à comparer les résultats d'une

mesure de performance en optant pour plusieurs choix d'actifs de bases. Toutefois, notre objectif est de mener la même démarche, mais dans le cadre des mesures de désaccord. De ce fait, la question de recherche que nous présentons est la suivante : **est ce que le choix des actifs de base a un impact sur le désaccord des investisseurs ?**

Contrairement à la documentation abondante sur l'étude du problème de choix des portefeuilles de référence sur les mesures de performance, notre étude sera parmi les premières à traiter l'impact de ce choix sur la mesure de désaccord des investisseurs. Comme l'étude de Chrétien et Kammoun (2017) vérifie la sensibilité des résultats du désaccord des investisseurs en utilisant certains portefeuilles de référence (les dix portefeuilles d'industries, les six portefeuilles de style et le portefeuille de marché), nous optons pour d'autres choix de portefeuilles de référence pertinents, déterminés à l'appui de la récente la littérature (Ferson et Lin (2014), Berk et Van Binsbergen (2015)).

1.2. Objectif et contribution

L'objectif principal de ce mémoire consiste à étudier l'impact du choix des portefeuilles de référence sur la mesure de désaccord des investisseurs. Plus particulièrement, nous nous basons sur la mesure de désaccord développée par Chrétien et Kammoun (2017) et nous choisissons plusieurs ensembles de portefeuilles de référence pour évaluer la sensibilité des résultats. Notre hypothèse de base (H_0) serait de confirmer que le choix des actifs de base n'a aucun effet sur les résultats de la mesure de désaccord des investisseurs dans l'évaluation de la performance des fonds mutuels. Dans ce cas, nos résultats seront conformes avec ceux présentés par Chrétien et Kammoun (2017). Dans le cas contraire, l'hypothèse (H_1) serait de confirmer que le choix des portefeuilles de référence affecte le désaccord des investisseurs.

Cette présente recherche contribue à renforcer les résultats de la mesure de désaccord des investisseurs de Chrétien et Kammoun (2017). Elle fera l'objet d'un test de robustesse en employant d'autres choix d'actifs de base. Bien que Chrétien et

Kammoun (2017) aient testé la robustesse des résultats dans leurs études, notre recherche vise à entamer le même exercice en utilisant d'autres portefeuilles de référence pertinents.

Le présent mémoire s'organise comme suit : dans la deuxième section, nous décrivons l'industrie des fonds mutuels. La troisième section présente les apports théoriques nécessaires pour cadrer le contexte de l'évaluation de la performance des fonds mutuels, ainsi que celui du désaccord des investisseurs. La quatrième section sert à décrire les hypothèses de la recherche. Dans la cinquième section, nous présentons les données. La sixième section décrit la méthodologie qui servira pour structurer les calculs et générer les résultats de notre étude. Dans la septième section, nous présentons et interprétons les résultats. La huitième section expose une conclusion générale et les limites de l'étude.

2. L'industrie des fonds mutuels

Nous débutons cette deuxième section par une présentation de l'industrie des fonds mutuels. Nous définissons d'abord les fonds mutuels. Nous discutons ensuite des principaux changements survenus au cours des dix dernières années. Nous présentons enfin les catégories de fonds d'actions et les deux approches de gestion, à savoir la gestion active et la gestion passive.

2.1. Les fonds mutuels

Un fonds mutuel, également connu sous le nom de « fonds d'investissement » ou « fonds commun de placement », est un instrument de placement dans lequel les investisseurs sollicitent les compétences des gestionnaires pour placer des fonds en commun. Il s'agit d'un récent produit financier parmi l'ensemble des instruments de placement existants, lequel fournit aux investisseurs l'accès à un placement diversifié².

Ainsi, les gestionnaires investissent les sommes reçues de fonds dans divers types de placements (actions, obligations, titres de marché monétaire, etc.). Ils adaptent leurs stratégies de placement conformément aux exigences des investisseurs, notamment en fonction des objectifs et des styles de placement.

Les investisseurs qui décident de placer dans les fonds mutuels deviennent des détenteurs de parts de fonds. Ils obtiennent le droit de partager les revenus générés après la déduction des dépenses de gestion selon le nombre de parts qu'ils procèdent. Les parts de fonds sont rachetables sur les marchés à leur valeur nette, déterminée par la valeur des titres sous-jacents du fonds.

2 - Fonds d'investissement au Canada, CSI, édition printemps 2016, chapitre 10, p. 5

Les fonds mutuels sont distribués sur les marchés sous diverses formes (fonds du marché monétaire, fonds à revenu fixe, fonds équilibrés, fonds d'actions, fonds internationaux, fonds spécialisés, fonds indiciaires, fonds socialement responsables, etc.) et par l'entremise de différents canaux de distribution (la Bourse, les institutions financières, plateformes de placement direct, etc.). Pour le bon fonctionnement de l'industrie, les autorités des marchés financiers exigent des règles de conduite sur l'ensemble des transactions. Elles régissent également la transmission des informations sur les fonds mutuels, de manière à protéger tous les investisseurs.

2.2. La croissance de l'industrie des fonds mutuels

Au cours des deux dernières décennies, les fonds mutuels ont connu une forte croissance partout dans le monde. L'actif net total des fonds a plus que doublé durant cette période, dépassant les 40 billions de dollars US à la fin de l'année 2016³. Cette croissance s'explique par la forte demande des investisseurs pour ces produits qui assurent une meilleure liquidité et un accès facile aux marchés financiers. Les États-Unis et l'Europe possèdent les plus grands marchés de fonds mutuels au monde. En 2016, les États-Unis ont maintenu leur position de premier marché mondial des fonds, avec 21,1 billions de dollars, soit 52% d'actifs nets mondiaux des fonds mutuels.

La majorité de ces fonds sont des fonds d'actions (principalement des actions cotées en bourse). Ils se chiffrent à 17,3 billions de dollars d'actif net total des fonds mutuels pour l'année 2016, soit une part de 43% du total des fonds. Bien que les fonds d'actions aient largement diminué en raison de l'introduction des autres types de fonds, ils conservent toujours la première place sur les marchés. Les fonds mixtes et les autres fonds occupent la deuxième position avec une part de 23% du total des fonds, totalisant un montant de 9,3 billions de dollars. Les fonds obligataires et les fonds du marché

3 - Investment Company Fact Book 2017, 57ème édition, p. 10

monétaire occupent la dernière position avec des actifs nets totaux de 8,8 et 5,1 billions de dollars, soit 22% et 12% du total des fonds respectivement.

En termes de nombre de fonds, le marché couvre plus de 110 000 fonds mutuels à la fin de l'année 2016⁴, soit une gamme bien diversifiée offerte aux investisseurs. Environ la moitié de ce nombre de fonds (48%) sont des fonds mixtes et autres types de fonds, 32% sont des fonds d'actions et 20% sont des fonds obligataires et des fonds du marché monétaire.

Selon le marché et le type de fonds, le marché américain des fonds d'actions représente le plus grand segment du marché mondial des fonds mutuels. Il est souvent considéré comme le marché témoin pour l'ensemble de l'industrie. Il est également utilisé par la plupart des études sur la performance des fonds mutuels (Jensen (1968), Gruber (1996), Mason, McGroarty et Thomas (2012), Ferson et Lin (2014), Babalos, Mamatzakis, et Matousek (2015), etc.) comme choix d'échantillon représentatif. Dans le cadre de notre étude, nous nous intéressons aussi aux fonds d'actions du marché américains. De ce fait, nous décrivons ci-après quelques définitions relatives aux fonds d'actions et à leurs catégories.

2.3. Les catégories de fonds d'actions

Les fonds d'actions représentent une catégorie de fonds mutuels qui investissent majoritairement dans des actions de sociétés cotées en bourse. Ils sont considérés comme des produits de placement risqués (comparant aux fonds d'obligations, fonds de marché monétaires) qui génèrent des revenus sous forme de dividendes ou des gains en capital. Généralement, les fonds d'actions conviennent aux investisseurs qui prévoient des stratégies de placements à long terme.

4- Worldwide Regulated Open-End Fund Assets and Flows - Fourth Quarter 2016, The international Investment Funds Association, p : 6

Ainsi, bien que tous les fonds d'actions investissent dans un seul type d'actif (actions), la stratégie de sélection des titres confère parfois aux fonds des caractéristiques de risque et de rendement différents. Elle forme des sous-catégories de fonds mutuels, établies selon des critères de classement bien précis. Par exemple, les actions du fonds peuvent être choisies selon la taille de la société, mesurée par la capitalisation boursière. Dans ce cas-ci, le fonds d'actions peut être soit un fonds d'actions de petite capitalisation, qui a la caractéristique d'un fonds visant une croissance à long terme, qui génère des gains en capital avec un risque élevé d'instabilité financière, ou un fonds d'actions de sociétés à grande capitalisation, dont les revenus sont majoritairement des dividendes de sociétés à forte stabilité financière. Dans un autre exemple, la sélection des actions de fonds peut se faire sur une base géographique. Les fonds d'actions peuvent être des fonds d'actions nationaux (canadiennes, américaines...), fonds d'actions internationaux (qui détiennent majoritairement dans des actions étrangères) ou des fonds mondiaux (qui détiennent des actions étrangères et locales). D'autres fonds d'actions sont spécialisés dans des secteurs d'activités (fonds sectoriels ou fonds d'industries), ou dans des ressources naturelles (par exemple, des fonds de métaux précieux).

De façon générale, les fonds d'actions ont plusieurs catégories qui répondent à différents besoins d'investissements. Ils représentent tous un véhicule de placement idéal pour les investisseurs, notamment les investisseurs individuels. En effet, la mise en commun des fonds des investisseurs individuels permet à un fonds d'actions de diversifier efficacement sans imposer à chaque investisseur des exigences de capital importantes.

Face au nombre important et croissant de fonds mutuels disponibles sur le marché, les investisseurs ont de la difficulté à déterminer les fonds qui répondent à leurs besoins d'investissements. Pour faciliter la décision de placement, la littérature suggère une classification de fonds. Celle-ci tient compte des critères propres à chaque investisseur,

notamment sa tolérance au risque, son horizon de placement et ses besoins de revenu. Cependant, la classification est un traitement qui exige aussi une connaissance approfondie au sujet des paramètres qui différencient chaque fond, en l'occurrence; leurs types de gestion. Cela dit, nous passons en revue brièvement les principales approches de gestion définies par la littérature dans la prochaine section.

2.4. Les principales approches de gestion

Nous distinguons deux principales approches de gestion des fonds mutuels⁵. La première, nommée « la gestion active », a pour objectif de réaliser des performances plus élevées que la performance du marché. Avec cette approche, les investisseurs allouent la responsabilité de placement des fonds à un gestionnaire. Celui-ci agit dans un cadre stratégique défini au préalable par le prospectus de fonds. En général, ce gestionnaire entame deux stratégies pour atteindre une meilleure performance. La première consiste à sélectionner des actifs mal évalués par le marché (stock sélection). La deuxième permet d'anticiper les retournements de tendance des marchés (market timing). Ces deux stratégies résultent de l'idée que le gestionnaire peut profiter des imperfections des marchés pour chercher des rendements supérieurs. En revanche, les deux stratégies génèrent des coûts élevés puisqu'elles conduisent le gestionnaire à transiger sur le marché plus fréquemment, impliquant plus de frais de gestion.

La seconde approche, dite « la gestion passive », est considérée lorsque les investisseurs cherchent à répliquer parfaitement un indice de référence. Dans ce cas, ces investisseurs se basent sur une stratégie qui consiste à acheter et garder (buy and hold). Autrement dit, ils agissent par l'entremise d'un gestionnaire de fonds pour déterminer une allocation entre les classes d'actifs et une composition inchangée de portefeuille. Généralement, le gestionnaire achète tous les titres de l'indice, ou un échantillon

5 - Elton, Edwin J., Martin J. Gruber, Stephen J. Brown, et William N. Goetzmann, *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*, John Wiley and Sons, 9e édition, p : 715 - 720

représentatif de celui-ci, de manière à ce que la performance du fonds reflète la valeur de l'indice. Cette approche de gestion est la principale raison pour laquelle les fonds indiciels ou les fonds négociés en bourse (FNB) ont tendance à avoir des ratios de frais inférieurs à la moyenne.

En dépit de l'approche de gestion, un choix rationnel pour un fond mutuel est déterminé en fonction de sa performance nette. En effet, si la performance des gestionnaires est suffisamment importante pour dépasser la performance du marché (performance nette des frais), la gestion active des fonds se révèle plus profitable pour les investisseurs. Dans le cas contraire, c'est la gestion passive qui se voit plus intéressante. Toutefois, l'étude de Gruber (1996) montre une contradiction entre la croissance de l'industrie des fonds mutuels gérés activement et la performance nette négative de ces fonds.

Ainsi, des récentes études s'intéressent à expliquer l'origine de cette contradiction par plusieurs raisons : (1) L'imprécision statistique des mesures existantes de performance des fonds mutuels (Grinblatt et Titman (1989), Fama et French (1993), Glosten et Jagannathan (1994), Ferson et Schadt (1996), Chen et Knez (1996), Ferson et Khang (2002), etc.); (2) Le problème du choix des portefeuilles de référence dans l'évaluation des fonds (Roll (1978), Lehmann et Modest (1987), Grinblatt et Titman (1994), Sharpe (1992), Cremers et Petajisto (2009), etc.) ; (3) L'existence des préférences hétérogènes due à la présence des clientèles particulières (Barber, Odean et Zheng (2005), Bailey, Kumar et Ng (2011), Ahn, Cao, et Chrétien (2009), Guercio et Reuter (2014), etc.); et (4) le désaccord entre les investisseurs dans l'évaluation des fonds mutuels (Ferson et Lin (2014), Chrétien et Kammoun (2017)).

3. Revue de la littérature

Dans cette section, nous présentons une revue de la littérature concernant l'évaluation de la performance des fonds mutuels. D'abord, nous énumérons les principales mesures de performance existantes. Ensuite, nous présentons le problème du choix des portefeuilles de référence dans l'évaluation des fonds mutuels. Nous présentons également la revue concernant les préférences hétérogènes des investisseurs ainsi que les mesures de désaccord entre investisseurs.

3.1. Les mesures de la performance

Cette section présente les mesures de performance les plus utilisées dans les études récentes concernant l'évaluation de la performance des fonds mutuels. Nous discutons de la pertinence de chacune de ces mesures en identifiant leurs avantages et inconvénients. Nous regroupons ces mesures en quatre principales catégories : les mesures fondées sur les modèles à facteurs, les mesures conditionnelles, les mesures reposant sur les poids des portefeuilles et les mesures basées sur l'approche du facteur d'escompte stochastique.

3.1.1. Les mesures basées sur les modèles à facteurs

Les études de Sharpe (1966), Treynor (1965), Treynor et Mazuy (1966) et Jensen (1968) sont les premières à identifier les mesures de performance. Ces mesures comparent le rendement d'un fonds activement géré au rendement d'un portefeuille de référence à travers un modèle linéaire à un seul facteur. Généralement, elles utilisent le rendement excédentaire du portefeuille de marché comme unique facteur de référence.

Ainsi, l'étude de Sharpe (1966) mesure la performance en utilisant le ratio du rendement excédentaire du fonds mutuel par rapport à son écart-type qui traduit la volatilité ou le risque total. Formellement, son équation est définie comme suit :

$$(1) : S_p = \frac{E(R_p) - R_F}{\sigma(R_p)}$$

Où $E(R_p)$ est le rendement espéré du portefeuille P, R_F est le rendement sans risque, $\sigma(R_p)$ est l'écart-type de rendement du portefeuille P. Ce ratio est interprété comme étant le rendement réalisé par un investisseur pour chaque unité de risque entrepris. Sharpe (1966) déduit alors la performance des fonds en comparant les ratios calculés pour ces fonds au ratio de rendement de l'indice de marché. Les résultats de son étude concluent que les fonds mutuels ne peuvent pas obtenir un meilleur rendement par rapport au marché.

Les études de Treynor (1965) proposent une autre mesure de performance. Cette mesure est une dérivée du modèle d'évaluation des actifs financiers (MEDAF). Elle permet de comparer les fonds en déterminant le rendement marginal attribué par chaque fond en fonction du risque systématique, communément appelé le « bêta ». Ainsi, il est possible d'écrire l'équation de la mesure Treynor comme suit :

$$(2) : T_p = \frac{E(R_p) - R_F}{\beta_p}$$

Où $E(R_p)$ est le rendement espéré du portefeuille P, R_F est le rendement sans risque, β_p est le risque systématique ou le risque du marché. Un fond mutuel est performant lorsque sa mesure Treynor affiche une valeur plus élevée par rapport aux autres fonds.

Dans la même catégorie des mesures de performance, Jensen (1968) établit un modèle qui permet de régresser le rendement excédentaire des fonds sur le rendement excédentaire du marché. Pour ce faire, il se sert de l'équation du MEDAF pour générer un alpha, soit un terme constant de la régression qui représente le rendement anormal qui n'est pas expliqué par le rendement excédentaire du marché. Jensen (1968) interprète ce

rendement comme une résultante d'un travail de sélection de titres entamé par le gestionnaire. Il montre qu'un alpha positif (négatif) est synonyme d'une bonne (mauvaise) capacité du gestionnaire à battre le marché. L'équation de la mesure de Jensen (1968) est décrite comme suit :

$$(3) : R_{Pt} - R_{Ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{Mt} - R_{Ft}) + \mathcal{E}_{Pt}$$

Où α_p est l'alpha de Jensen, β_p est le bêta du portefeuille et \mathcal{E}_{Pt} est un terme d'erreur.

Dans une étude plus récente, Fama et French (1993) soulignent l'importance de considérer deux autres facteurs au modèle de Jensen (1968) : un facteur de taille qui est vérifié par la performance associée aux titres de faibles capitalisations par rapport à la performance des titres de capitalisations élevées (appelé SMB) et un facteur de valeur, déterminé par la performance associée aux titres de valeur par rapport à la performance des titres de croissance (appelé HML). Carhart (1997) ajoute le quatrième facteur appelé le Momentum (MOM). Ce facteur permet de contrôler l'effet de la continuité des rendements à court terme. Il suggère que les fonds qui ont surperformé (sous-performé) ont tendance à conserver cette surperformance (sous-performance) au cours de la période suivante. Le rendement anormal calculé par l'alpha prend donc en compte les quatre facteurs. L'équation se présente comme suit :

$$(4) : R_{Pt} - R_{Ft} = \alpha_p + \beta_1 (R_{Mt} - R_{Ft}) + \beta_2 (SMB_t) + \beta_3 (HML_t) + \beta_4 (MOM_t) + \mathcal{E}_{Pt}$$

Les mesures basées sur les modèles à facteurs ont l'avantage d'être relativement faciles à estimer. Toutefois, elles font l'objet de plusieurs critiques qui limitent leur pertinence pratique. La première critique concerne la dépendance de ces mesures aux choix des portefeuilles de référence, comme démontré par Roll (1978). La seconde critique est celle Ferson et Schadt (1996) qui évoque la non-constance du risque au fil du

temps. Ainsi, l'une des améliorations apportées aux mesures basées sur les modèles à facteurs serait d'intégrer l'approche conditionnelle.

3.1.2. Les mesures conditionnelles

Les mesures conditionnelles reposent sur une approche qui consiste à intégrer l'information publique dans l'évaluation de la performance des fonds mutuels.

Ferson et Schadt (1996), Chen et Knez (1996), Ferson et Khang (2002) montrent que les mesures de performances traditionnelles s'avèrent significativement supérieures lorsque les facteurs de risque sont conditionnels. En d'autres termes, les mesures de performance conditionnelles améliorent la perception des investisseurs vis-à-vis de la capacité des gestionnaires de fonds. Ainsi, le raisonnement de cette approche consiste à exclure toute performance réalisée par un gestionnaire en utilisant l'information publique. En effet, lorsque les mesures Sharpe (1966), Treynor et Mazuy (1966) ou de Jensen (1968) tiennent compte de cet aspect informationnel, la performance dégagée s'avère d'autant plus probante puisqu'elle démontre davantage les capacités réelles des gestionnaires.

Dans ce contexte, Christopherson, Ferson et Schadt (1996) apportent des modifications à l'équation de Jensen (1968). Ils présentent la version conditionnelle sous la forme suivante :

$$(5) : R_{Pt} - R_{Ft} = \alpha_{CP} + \beta_{0P} (R_{Mt} - R_{Ft}) + \beta'_{1P} (Z_{t-1} \times (R_{Mt} - R_{Ft})) + \mathcal{E}_{Pt}$$

Où α_{CP} est la mesure alpha conditionnel, β'_{1P} est le vecteur qui mesure la sensibilité du Bêta en fonction des informations publiques Z_{t-1} , β_{0P} est la moyenne du Bêta du portefeuille P, Z_{t-1} est la différence entre les réalisations des variables macroéconomiques et leur moyenne inconditionnelle ($Z_{t-1} - E(Z)$).

Dans leur étude, Glosten et Jagannathan (1994) tiennent compte également de la non-linéarité des rendements de fonds mutuels et développent la première mesure d'évaluation de la performance qui s'inspire du modèle d'évaluation de titres contingents. Ils dévoilent une méthode qui suggère une régression linéaire en deux temps. Dans un premier temps, ils exploitent les rendements d'un portefeuille de référence pour mesurer la performance. Dans un second temps, ils tiennent compte des rendements sur les options sur le portefeuille pour soustraire l'effet de la non-linéarité. Rios et Garcia (2006) soulèvent quelques difficultés relatives à l'identification de ce modèle et présentent en conséquence une version améliorée.

Certains articles élargissent la littérature sur les mesures de performance conditionnelles en utilisant des modèles à estimation de variance. Nous citons par exemple la mesure de Coggins, Beaulieu et Gendron (2009) qui proposent une nouvelle version d'alpha de Jensen basée sur le modèle d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive (ARCH) ou le modèle d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive généralisée (GARCH).

Pour résumer, la principale contribution des mesures conditionnelles consiste à intégrer l'information publique dans les mesures traditionnelles pour démontrer davantage les capacités réelles des gestionnaires. Dans le cadre des fonds mutuels activement gérés, les mesures à facteurs conditionnelles ou inconditionnelles sont considérées comme étant peu efficaces puisqu'elles négligent les compétences des gestionnaires en matière de synchronisation du marché. Les mesures alternatives sont celles qui examinent la composition des actifs qui composent les portefeuilles gérés.

3.1.3. Les mesures basées sur les poids des portefeuilles

Les mesures basées sur les poids des portefeuilles font appel à une approche qui consiste à étudier les informations sur la composition du portefeuille géré. Dans le cas

particulier des fonds mutuels d'actions, il s'avère que les mesures basées sur les poids des portefeuilles révèlent une capacité supérieure des gestionnaires (Grinblatt et Titman (1993), Daniel, Grinblatt, Titman et Wermers (1997), Wermers (2000), Jiang, Yao et Yu (2007)).

Ainsi, les études de Cornell (1979) et de Grinblatt et Titman (1989) sont les premières à proposer les mesures basées sur les poids des portefeuilles. Cornell (1979) constate que les mesures traditionnelles sous-estiment la capacité des gestionnaires qui pratiquent la synchronisation du marché puisqu'elles ne considèrent pas la composition d'un portefeuille géré. Il établit une mesure qui repose sur l'hypothèse qu'un gestionnaire peut avoir une capacité supérieure lorsque celui-ci opte pour une nouvelle composition du portefeuille lui permettant de dégager une performance supérieure. Toutefois, cette mesure exige que la pondération des actifs qui composent le portefeuille géré soit connue.

Pour leur part, Grinblatt et Titman (1989) proposent une autre mesure qui permet de reconnaître les gestionnaires qui sont dotés de compétences supérieures en matière de synchronisation du marché. En pratique, cette mesure consiste à prendre les performances des fonds sur plusieurs périodes et à attribuer une pondération positive à chacune d'elles. Toutefois, Grinblatt et Titman (1989) imposent une condition qui traduit le fait que la mesure attribue une performance nulle aux investisseurs non avertis. Autrement dit, la moyenne pondérée des performances excédentaires des fonds de référence doit être nulle. Formellement, la mesure Grinblatt et Titman (1989) est définie comme suit :

$$(6) : \sum_{t=1}^T w_t (R_{Pt} - R_{Ft})$$

$$(7) : \text{avec } \sum_{t=1}^T w_t = 1 \text{ et } \sum_{t=1}^T w_t (R_{Bt} - R_{Ft}) = 0$$

Où w_t est le vecteur des pondérations attribuées aux rendements excédentaires pour la période t . R_{P_t} est le rendement du fonds mutuel. R_{F_t} est le rendement sans risque. R_{B_t} est le rendement du portefeuille de référence.

Ferson et Khang (2002) combinent l'approche de la mesure fondée sur les poids des portefeuilles à l'approche conditionnelle pour créer une nouvelle mesure de performance. Leur idée est similaire à celle des mesures conditionnelles que nous avons décrites précédemment. Ferson et Khang (2002) expliquent que toute capacité prédictive sur la pondération du fonds géré, basée sur l'information publique retardée, ne devrait pas être considérée comme une capacité supérieure. En utilisant une mesure fondée sur les poids des portefeuilles dans un cadre conditionnel, celle-ci devrait fournir une plus grande précision.

Les mesures basées sur les poids des portefeuilles présentent plusieurs avantages. Comme le démontrent les études de Kothari et Warner (2001) et Comer (2006), l'examen détaillé des fonds gérés en fonction de leurs actifs permet à l'investisseur de décomposer les sources de performance et de disposer de plus de pouvoir pour détecter la capacité des gestionnaires de fonds. Néanmoins, ces mesures exigent beaucoup de calculs pour mettre en œuvre leur application.

3.1.4. Les mesures basées sur les facteurs d'escompte stochastique

Les mesures fondées sur le facteur d'escompte stochastique forment la catégorie la plus récente dans l'évaluation de la performance des fonds mutuels. Il s'agit des mesures qui s'appuient sur le modèle du facteur d'escompte stochastique (FES) développé initialement par Glosten et Jagannathan (1994) et Chen et Knez (1996). De nos jours, le modèle alpha FES est souvent utilisé dans les travaux de recherche sur la performance des fonds mutuels, comme ceux de Ferson et Lin (2014) et Chrétien et Kammoun (2017).

Le facteur d'escompte stochastique⁶, noté également m , est une notion évoquée dans plusieurs domaines. Dans le domaine microéconomique par exemple, le FES se sert de sa définition de taux marginal de substitution pour étudier le choix des biens et services chez les consommateurs. Le FES fournit une valeur actuelle des utilités de biens consommés dans le futur et présente ainsi à l'individu une valeur comparable à l'utilité de consommation immédiate, ce qui lui permet de faciliter sa prise de décision. En finance, le FES a pour principe d'ajuster les rendements des actifs financiers pour les différents risques encourus par les investisseurs. Dans le cadre d'un marché incomplet où la possibilité d'arbitrage est inexistante, les études de Cochrane (2001) expliquent que le FES tient compte des ajustements en fonction des préférences retenues de l'investisseur. Par conséquent, le FES permet d'évaluer correctement tous les actifs financiers. Ainsi, la forme fonctionnelle du FES est définie comme suit :

$$(8) : E[m_{t+1} R_{t+1}] = 1$$

Où R_{t+1} est le rendement brut, soit $(1 + r_{t+1})$. m_{t+1} est le facteur d'escompte stochastique entre la période t et la période $t+1$. E est l'espérance du rendement au temps $t+1$ en fonction des informations disponibles au temps t . Les éléments du vecteur $[m_{t+1} R_{t+1}]$ représentent les rendements ajustés pour le risque conformément aux préférences de l'investisseur.

Dans le contexte des fonds mutuels, Glosten et Jagannathan (1994) et Chen et Knez (1996) ont développé un alpha qui s'appuie sur l'approche du facteur d'escompte stochastique pour évaluer la performance. Dans leur approche, ils définissent une mesure qui est basée sur des préférences d'un investisseur représentatif. Formellement, leur équation est définie comme suit :

6 - connu sous le terme en anglais : Stochastic Discount Factors, ou SDF ou en français : Facteurs d'actualisation stochastiques

$$(9) : \alpha_{FM,t} = E [m_{t+1} R_{FM,t+1}] - 1$$

où $\alpha_{FM,t}$ est le alpha qui représente la performance du fonds mutuel , m_{t+1} est le facteur d'escompte stochastique d'un investisseur intéressé à évaluer un fonds à rendement brut $R_{FM,t+1}$ au moment $t+1$. La performance du fonds est déduite par la différence entre le rendement brut ajusté en fonction du risque attendu du fonds et son prix qui est égal à 1. Si la performance mesurée par l'alpha FES est positive (négative), cela signifie que le fonds offre un rendement excédentaire supérieur (inférieur), comparant à un portefeuille de référence.

Toutefois, bien que le but de ce modèle est de fournir un seul alpha pertinent lors de l'évaluation des fonds, Hansen et Jagannathan (1991) constatent qu'il existe réellement un nombre infini d'alphas F.E.S découlant du fait que les marchés sont incomplets. Ce constat entraîne donc l'admission d'une infinité de mesures de performance qui compliquent davantage l'évaluation. De ce fait, Chen et Knez (1996) croient que la solution est celle de restreindre les alphas FES admissibles en imposant des conditions minimales au cadre général du marché.

Cette revue de la littérature concernant les mesures de performance existantes a pour objectif de présenter les avantages et les inconvénients des mesures les plus fréquemment utilisées dans l'évaluation de la performance des fonds mutuels. Nous discutons dans la prochaine section de l'une des critiques de ces modèles, soit celle liée au choix des portefeuilles de référence.

3.2. L'enjeu du choix des portefeuilles de référence

Les mesures de performance ont pour objectif de comparer les fonds gérés activement qui présentent différents risques. Afin de mesurer efficacement leur performance, ces fonds doivent être comparés à la performance d'un portefeuille géré passivement, appelé

« portefeuille de référence ». Ainsi, il est démontré par certains auteurs (Roll (1978), Lehmann et Modest (1987), etc) qu'un choix inapproprié de portefeuille de référence pourrait mener à des évaluations erronées, d'où le problème connu du choix des portefeuilles de référence.

En théorie, plusieurs modèles d'évaluation de la performance des fonds mutuels ont été examinés quant à leurs sensibilités par rapport au choix d'actifs de base. Certaines études ont testé la sensibilité des résultats de performance sur des modèles à facteur unique (Roll (1978), Ippolito (1989)). D'autres études ont reconsidéré les tests avec des modèles à plusieurs facteurs (Lehmann et Modest (1987), Brown et Goetzmann (1997), Grinblatt et Titman (1994)). En outre, l'examen de l'impact du choix des différentes possibilités d'actifs de base a fait l'objet de plusieurs études. De ce fait, nous exposons dans cette section les principales conclusions obtenues sur ce sujet.

Roll (1978) est l'un des premiers à étudier l'impact du choix des portefeuilles de référence sur les modèles d'évaluation de la performance des fonds mutuels. Son étude se limite au modèle du MEDAF qui emploie un seul portefeuille de référence. Il démontre à travers son étude que le changement du portefeuille de référence affecte considérablement les résultats de la performance des fonds actifs.

De même, Lehmann et Modest (1987) s'intéressent aussi à la question de l'impact du choix des actifs de base sur la performance des fonds mutuels. Dans leur étude, Lehmann et Modest (1987) adaptent le MEDAF ainsi que le modèle d'évaluation par arbitrage (communément appelé APT) en utilisant plusieurs portefeuilles de référence (l'indice CRSP pondéré en fonction de la valeur des titres, l'indice CRSP pondéré des titres, 5, 10 et 15 portefeuilles de référence établis selon une variété de méthodes d'analyse factorielle). Dans leur étude portant sur la période de 1968 à 1982, Lehmann et Modest (1987) constatent que les choix des modèles et des portefeuilles de référence sont d'une importance majeure dans l'évaluation de la performance. Ils expliquent que

non seulement ces choix peuvent affecter les résultats de la performance, mais ils peuvent également changer le classement entre les différents fonds évalués.

Pour leur part, Grinblatt et Titman (1994) comparent empiriquement les mesures de Jensen (1968), Grinblatt et Titman (1989) et celle de Treynor et Mazuy (1966). Ils utilisent des portefeuilles de référence alternatifs pour tester la sensibilité des résultats. Ainsi, leur étude révèle que les mesures de performance donnent généralement des résultats différents.

Ippolito (1989) étudie la performance de 143 fonds mutuels américains en utilisant l'alpha de Jensen au cours de la période de 1965-1984. Ses résultats démontrent une performance supérieure pour les fonds évalués, comparés aux fonds indiciels. Contrairement aux résultats antérieurs, Ippolito (1989) soutient que les choix de portefeuilles de référence n'a aucun impact sur les performances des fonds mutuels.

Elton, Gruber, Das et Hlavka (1993) remettent en cause les résultats d'Ippolito (1989). Ils soulignent que ses résultats souffrent de deux biais majeurs, dont l'un fait référence au choix d'actifs de base. Ils démontrent que le choix mené par d'Ippolito (1989) concernant l'actif de base ne prend pas en compte les styles de certains fonds évalués. Elton, Gruber, Das et Hlavka (1993) expliquent qu'une grande partie des fonds étudiés sont investis dans des titres à faible capitalisation, tandis que le portefeuille de référence utilisé par Ippolito (1989) est un portefeuille représentant des titres de forte capitalisation. À la suite de leur constat, Elton, Gruber, Das et Hlavka (1993) montrent que l'utilisation des modèles à plusieurs actifs de base permet de donner de meilleurs résultats, comparés aux modèles à facteur unique.

Dans la même optique, Sharpe (1992) démontre que l'utilisation de plusieurs portefeuilles de référence comporte un certain nombre d'avantages. Dans son étude, il affirme que l'objectif des fonds gérés n'est pas de battre le même portefeuille de

référence et que, par conséquent, l'application de la même référence à tous les fonds ne serait pas appropriée. Toutefois, il constate qu'il est important d'attribuer un portefeuille de référence à chaque fonds en fonction de leurs caractéristiques particulières. Dès lors, il propose d'utiliser les fonds passifs de style comparable à celui des fonds évalués dans un modèle à plusieurs références.

Dans la pratique, il n'est pas évident de déterminer les portefeuilles de référence pour chaque fonds évalué, surtout lorsque l'échantillon de l'étude est important. Parfois, il est même difficile de définir les objectifs de placement et les styles des fonds (Simons (1998)). De plus, les portefeuilles de référence qui circulent dans les marchés se présentent sous plusieurs formes et différentes tailles. Avec autant de possibilités de référence disponibles, les investisseurs se demandent alors quels portefeuilles de référence choisir.

En réponse à la question des investisseurs, certaines recherches ne recommandent pas l'utilisation des portefeuilles de référence déclarés dans les prospectus de fonds, car ceux-ci font souvent preuve de certains biais dans l'évaluation des fonds mutuels (Sensoy (2009), Elton, Gruber, et Blake (2003), DiBartolomeo et Witkowski (1997), Costa et Jakob (2006), Chan, Dimmock et Lakonishok (2009), Cremers, Petajisto et Zitzewitz (2012)). Par exemple, les études de Sensoy (2009) affirment qu'un bon nombre de fonds diffèrent considérablement de leurs indices de référence. Elles montrent plus précisément que les fonds d'un certain style de placement ont tendance à avoir des indices de référence dont les attributs ne correspondent pas.

De même, Elton, Gruber et Blake (2003) trouvent que les expositions importantes aux facteurs de taille, de valeur et de croissance de fonds ne sont pas prises en compte par leurs indices de référence. DiBartolomeo et Witkowski (1997) ajoutent que les rendements de 40% des fonds analysés s'écartent du rendement de référence déclaré dans le prospectus, 9% des fonds étant sérieusement mal classés.

Ainsi, plusieurs autres études (Goetzmann, Ingersoll, Spiegel et Welch (2007), Fung et Hsieh (2002), Kacperczyk, Sialm et Zheng (2008), Huang, Sialm et Zhang (2011), Bams, Otten et Ramezanifar (2017), etc.) démontrent les limites du recours à l'information du prospectus. Ils présentent, en conséquence, d'autres solutions avantageuses comme le recours aux mesures de sélectivité (Cremers et Petajisto (2009), Amihud et Goyenko (2013)), ou bien l'utilisation des portefeuilles de référence stratégiques, voire des portefeuilles de référence alternatifs (Kuenzi (2003), Berk et Van Binsbergen (2015), etc.).

En effet, comme première solution, Cremers et Petajisto (2009) présentent la mesure « Active Share » qui permet de calculer l'écart entre le poids des actifs inclus dans le fond évalué et le poids de ces mêmes actifs dans un indice de référence. Ils démontrent qu'il est important de considérer les résultats de la mesure « Active Share » dans la décision de choix des portefeuilles. D'ailleurs, c'est en utilisant cette mesure que Cremers et Petajisto (2009) constatent un écart considérable entre les proportions d'actifs des fonds mutuels et ceux de leurs indices de référence mentionnés dans les prospectus.

La deuxième solution consiste à employer des portefeuilles de référence, soit stratégiques ou alternatifs, qui s'adaptent à tous les fonds évalués. Il s'agit d'une pratique courante dans le choix des portefeuilles de référence pour les récentes études sur l'évaluation de la performance des fonds mutuels. L'exemple le plus connu dans ce cas est celui des facteurs Fama-French-Carhart. Dans les études de Fama et French (1993), et Carhart (1997), les facteurs sont établis selon une stratégie qui s'appuie sur les styles de fonds. Un exemple plus récent que nous pouvons présenter pour le choix de portefeuilles alternatifs est celui présenté dans l'étude de Berk et Van Binsbergen (2015). En effet, les auteurs expliquent que les facteurs Fama-French-Carhart n'incluent pas les coûts de transaction, et par conséquent, ne représentent pas concrètement une opportunité d'investissement réelle. Ils présentent toutefois les fonds passifs de la

famille Vanguard pour évaluer les fonds d'actions américaines en s'appuyant sur l'argument qu'il s'agit des fonds les moins coûteux parmi l'ensemble des fonds de référence admissibles.

Le problème du choix des portefeuilles de référence dans l'évaluation de la performance des fonds mutuels demeure un sujet d'actualité qui motive les études récentes comme celles de Ferson et Lin (2014) et Chrétien et Kammoun (2017). Malgré que les études d'évaluation de la performance aient profondément examiné ce problème, les récentes études vérifient toujours la robustesse de leurs résultats par rapport à leurs choix de portefeuilles de référence. Par ailleurs, moins d'intérêt a été accordé à l'impact du choix des actifs de base sur l'évaluation du désaccord des investisseurs dans l'évaluation de la performance des fonds mutuels, d'où l'intérêt de notre recherche.

Dans les études que nous avons identifiées précédemment, la rationalité de l'investisseur est une condition fondamentale dans la prise de décision d'un placement. Ces études montrent que seul l'examen des rendements passés (Jensen (1968), Treynor (1965), Sharpe (1966), Lehmann et Modest (1987), Berk (2005) etc.), ainsi que des caractéristiques telles que les frais d'acquisition et de gestion, la réputation du gestionnaire, la famille de fonds, la taille du fonds, etc. (Prather, Bertin, et Henker (2004), Chen, Hong, Huang, et Kubik (2004), Berk (2005), etc.) permettent de définir le choix d'un fonds mutuel parmi d'autres. Toutefois, il est démontré par d'autres études (Capon, Fitzsimons et Prince (1996), Barber, Odean et Zheng (2005), Bailey, Kumar et Ng (2011), etc.) que certains choix de placement semblent ne pas convenir à des comportements rationnels, une problématique qui sera l'objet de la prochaine section.

3.3. Les préférences hétérogènes et le désaccord entre les investisseurs

3.3.1. Les préférences hétérogènes des investisseurs

Les investisseurs démontrent parfois des choix différents en matière de placement. D'une part, des études (Bailey, Kumar et Ng (2011) par exemple) justifient ces choix par la présence des comportements biaisés qui affectent la décision d'investissement. D'autre part, d'autres études (Ahn, Cao, et Chrétien (2009), Guercio et Reuter (2014), etc.) considèrent plutôt une divergence dans les préférences des investisseurs dans le cadre de l'évaluation de la performance des fonds mutuels.

Par exemple, l'étude de Capon, Fitzsimons et Prince (1996) examine la façon dont les investisseurs individuels prennent des décisions de placement à l'égard des fonds mutuels. Elles indiquent que la plupart des investisseurs semblent être naïfs et inexpérimentés. Ils connaissent peu les stratégies et les détails financiers de leurs placements.

De leur côté, Barber, Odean et Zheng (2005) estiment que les investisseurs accordent peu d'attention aux caractéristiques des fonds qui ne sont pas immédiatement observables. Plus spécifiquement, les achats des investisseurs de fonds mutuels sont souvent influencés par les effets du marketing et les messages publicitaires (faibles frais et commissions, rendements exceptionnels, etc.).

Bailey, Kumar et Ng (2011) introduisent des biais comportementaux qui peuvent affecter certains choix de placement. Elles expliquent que les investisseurs prennent parfois de mauvaises décisions qui génèrent des rendements médiocres.

Toutefois, des récentes études, dont celles de Ahn, Cao, et Chrétien (2009), Guercio et Reuter (2014), Ferson et Lin (2014), Chrétien et Kammoun (2017) fournissent une

autre explication. Elles décrivent la présence d'une hétérogénéité des préférences des investisseurs qui conduit à évaluer différemment les fonds mutuels.

Par exemple, Guercio et Reuter (2014) rapportent qu'il existe deux catégories de clientèles, celle qui achète des fonds gérés activement par l'intermédiaire de courtiers et celle qui achète les fonds par voie directe. La première catégorie considère que la performance des fonds gérés est supérieure à celle des fonds indiciels, tandis que la deuxième estime que les fonds actifs ne génèrent pas une performance suffisante.

Ferson et Lin (2014) montrent que l'hétérogénéité des préférences des investisseurs affecte considérablement l'évaluation de la performance. Ils démontrent le fait qu'un même fonds mutuel peut être évalué différemment par les investisseurs. À la suite de leur conclusion, Chrétien et Kammoun (2017) montrent qu'un fond peut présenter une performance négative du point de vue d'un agent représentatif. Toutefois, ils estiment que ces fonds n'ont aucune raison de survivre si ce n'est pas pour satisfaire une certaine clientèle. Ils développent ainsi une mesure de performance appropriée à la clientèle la plus favorable, appelée « l'alpha de la meilleure clientèle ». Par conséquent, ils concluent que la performance moyenne attribuée aux fonds devient neutre ou positive lorsque ces derniers sont évalués avec les mesures appropriées à la clientèle.

En considérant l'hétérogénéité des préférences des investisseurs, Ferson et Lin (2014) et Chrétien et Kammoun (2017) présentent une mesure, appelée « mesure de désaccord » afin d'estimer l'effet de l'hétérogénéité des investisseurs pendant l'évaluation de la performance des fonds mutuels. Nous présentons cette mesure dans le cadre de la prochaine section.

3.3.2. Les mesures du désaccord des investisseurs

Les mesures du désaccord entre les investisseurs constituent l'un des plus récents domaines de recherche dans la littérature concernant l'évaluation de la performance des fonds mutuels. Elles ont récemment été développées à l'initiative des études de Ferson et Lin (2014) qui soulignent l'importance de considérer les préférences hétérogènes de la clientèle des fonds mutuels dans les évaluations de la performance. Dans leur étude, Ferson et Lin (2014) expliquent que les mesures du désaccord ont pour objectif de déterminer l'ampleur du désaccord attendu de la clientèle des fonds mutuels lors des évaluations et soulignent que les résultats de ces mesures contribuent à la prise de décision dans les choix des fonds mutuels.

Ainsi, Ferson et Lin (2014) ont défini une première version de la mesure de désaccord qui s'appuie sur une mesure de performance d'un agent représentatif (alpha traditionnel). Quelques années plus tard, Chrétien et Kammoun (2017) ont présenté une deuxième version qui se base sur la mesure de performance de la meilleure et de la pire clientèle des fonds mutuels. Chrétien et Kammoun (2017) déterminent le désaccord des investisseurs en calculant la différence entre la performance du point de vue des clientèles les plus favorables au fonds, et la performance du point de vue des clientèles les moins favorables au fonds.

3.4. Résumé de la revue de la littérature

Dans la section de la revue de la littérature, nous avons présenté les avancées théoriques les plus importantes qui exposent les différents enjeux de l'évaluation de la performance des fonds mutuels. Elles tiennent compte de plusieurs domaines de recherche, à savoir l'imprécision statistique des mesures de performance existantes, le problème du choix des portefeuilles de référence, les préférences hétérogènes de la clientèle et le désaccord entre les investisseurs. Ainsi, nous résumons cette revue à travers les points suivants :

Certaines études dont celles de Fama et French (1993), Grinblatt et Titman (1993), Ferson et Schadt (1996), Chen et Knez (1996), Ferson et Khang (2002), Rios et Garcia (2006) ont examiné l'efficacité statistique des mesures existantes de performance des fonds mutuels. Ces études ont démontré que le recours aux mesures de performance existantes dans le cadre des fonds mutuels peut conduire à des biais d'estimations sur les performances (alphas). Toutefois, les mesures fondées sur le facteur d'escompte stochastique sont les moins affectées par ces biais, mais aussi les plus sollicitées dans les récents travaux d'estimations de la performance, comme ceux de Ferson et Lin (2014) et Chrétien et Kammoun (2017).

La littérature sur les choix des portefeuilles de référence pour évaluer la performance des fonds mutuels est abondante. Plusieurs études empiriques dont celles de (Roll (1978), Lehmann et Modest (1987), etc.) mettent en évidence l'impact du choix des portefeuilles de référence sur les mesures de performance. Elles soulignent que les modèles d'évaluation à référence unique sont ceux subissant le plus d'impact causé par le choix d'actifs de base. Par ailleurs, la plupart des études s'entendent sur l'importance d'employer des modèles à plusieurs références (Sharpe (1992), Elton, Gruber, Das et Hlavka (1993), etc.). En revanche, ces études n'optent pas pour la même sélection d'actifs de base.

Comme choix d'actifs de base dans un modèle à plusieurs références, les études de Sharpe (1992) proposent les fonds passifs de style comparable à celui des fonds évalués. Cremers et Petajisto (2009) recommandent l'utilisation des mesures de sélectivité pour déterminer les actifs de base qui correspondent le plus aux fonds évalués par rapport au poids des sous-jacents. Certaines études comme celles de Kuenzi (2003) et Fama et French (1993) incitent à l'utilisation des portefeuilles stratégiques. D'autres articles comme Berk et Van Binsbergen (2015) constatent que les portefeuilles de référence alternatifs sont les plus réalistes et doivent être considérés dans l'évaluation de la performance des fonds mutuels.

En ce qui concerne les décisions en matière de placement, il s'avère que les investisseurs choisissent différemment les fonds mutuels. D'un côté, certaines études comme celles de Capon, Fitzsimons et Prince (1996), et Bailey, Kumar, et Ng (2011) considèrent que les décisions des investisseurs sont affectées par des biais comportementaux. D'un autre côté, des études dont celle de Ahn, Cao, et Chrétien (2009), Guercio et Reuter (2014), Ferson et Lin (2014), Chrétien et Kammoun (2017) décrivent la présence d'une hétérogénéité des préférences des investisseurs qui conduit à évaluer différemment les fonds mutuels.

Ferson (2010) et Ferson et Lin (2014) développent davantage leur théorie en indiquant que les effets de la clientèle et l'hétérogénéité des préférences des investisseurs affectent considérablement l'évaluation de la performance. Ils dévoilent une mesure de désaccord entre les investisseurs à partir d'un modèle à alpha traditionnel, correspondant à la performance du point de vue d'un agent représentatif. Chrétien et Kammoun (2017) ajoutent que les fonds mutuels peuvent être évalués selon leurs meilleures (pires) clientèles, et qu'une différence entre les deux performances représente le désaccord total des investisseurs.

En considérant le contexte théorique décrit dans les précédentes sections, nous entamons dans les prochaines sections le cadre de notre étude. Pour ce faire, nous formulons d'abord les hypothèses à tester qui découlent de notre objectif de recherche. Nous abordons ensuite le cadre méthodologique, incluant les choix méthodologiques qui seront considérés dans l'étude. Finalement, nous définissons l'ensemble des données qui vont servir comme base d'estimation, en présentant leurs statistiques descriptives.

4. Hypothèses de recherche

Notre mémoire a pour objectif de vérifier la robustesse des résultats de la mesure de désaccord des investisseurs par rapport au choix des actifs de base. Nous étudions alors l'impact du choix des actifs de base sur les résultats de la mesure de désaccord. Toutefois, avant de formuler nos hypothèses de recherche, nous rappelons d'abord notre question de recherche : **Est-ce que le choix des actifs de base a un impact sur le désaccord des investisseurs ?**

Afin de répondre à cette question, nous formulons les deux hypothèses suivantes :

- **H0** : Le choix des actifs de base n'affecte pas la mesure de désaccord des investisseurs dans l'évaluation de la performance des fonds mutuels.
- **H1** : Le choix des actifs de base affecte significativement les résultats de la mesure de désaccord des investisseurs dans l'évaluation de la performance des fonds mutuels.

Pour tester nos hypothèses, nous nous référons aux études existantes concernant les mesures de désaccord des investisseurs, soit la mesure de Ferson et Lin (2014) et de Chrétien et Kammoun (2017), et nous retenons celle qui nous semble la plus pertinente pour notre étude.

En effet, dans la première étude, la mesure Ferson et Lin (2014) détermine le désaccord entre les investisseurs en analysant l'écart des alphas attendus des clientèles spécifiques par rapport à l'alpha traditionnel, soit la performance du point de vue de l'agent représentatif. Dans la seconde étude, la mesure de Chrétien et Kammoun (2017) décrit le désaccord total des investisseurs en calculant la différence entre les alphas de la meilleure et de la pire clientèle.

En comparant les deux études, la mesure Chrétien et Kammoun (2017) présente davantage le désaccord des investisseurs puisque cette mesure estime entièrement le désaccord présent sur un fonds mutuel, contrairement à celle de Ferson et Lin (2014) qui estime seulement la part du désaccord par rapport à l'alpha traditionnel. A ce niveau, la mesure Chrétien et Kammoun (2017) devrait fournir de meilleurs résultats pour notre étude.

En outre, un inconvénient démontré dans la mesure Ferson et Lin (2014) motivent encore le choix pour la mesure Chrétien et Kammoun (2017) dans la présente étude. En effet, Ferson et Lin (2014) expliquent que le désaccord des investisseurs survient lorsque la corrélation entre les FES des différentes clientèles et le résidu de la performance des fonds (ϵ) est non nulle. Toutefois, ils se fondent sur la recommandation de Da et Yun (2010) pour estimer cette corrélation en se basant sur l'indicateur de la consommation d'électricité dans les États américains. Certes, le recours à cet indicateur implique, selon Ferson et Lin (2014), une approximation brute du désaccord et, par conséquent, affaiblit les résultats empiriques de leur mesure.

Dans cette perspective, nous considérons à l'appui de notre analyse ci-dessus que la mesure Chrétien et Kammoun (2017) est la plus appropriée pour atteindre l'objectif de ce mémoire. Cependant, plutôt que choisir les portefeuilles de référence utilisés par Chrétien et Kammoun (2017) dans leur étude (les dix portefeuilles d'industrie, les six portefeuilles de style et le portefeuille du marché), nous optons pour d'autres portefeuilles pertinents, motivés par les études de Ferson et Lin (2014) et de Berk et Van Binsbergen (2015). La section suivante justifie en détail notre choix des portefeuilles de référence.

Par ailleurs, nous testons nos hypothèses sur une période d'étude plus importante, comparée à celle déterminée par Chrétien et Kammoun (2017) car nous examinons la mesure de désaccord sur une période d'étude plus longue, soit de 1984 à 2016.

5. Méthodologie

Nous consacrons la présente section à la description de notre méthodologie qui a pour but d'estimer les mesures de désaccord des investisseurs tout en mettant en examen le problème du choix des portefeuilles de référence. Pour ce faire, nous commençons la section par une présentation de la mesure de désaccord entre les investisseurs selon la méthode de Chrétien et Kammoun (2017). Plus particulièrement, nous exposons l'ensemble des restrictions imposées dans le modèle du FES. Nous démontrons la démarche de la mesure de performance de la meilleure (pire) clientèle et le passage vers la mesure de désaccord. Ensuite, nous justifions les choix méthodologiques qui limitent le cadre de nos estimations. Enfin, nous traduisons les modèles présentés précédemment en moment empirique et nous présentons le modèle pour estimer l'ensemble des paramètres.

5.1. Mesure du désaccord des investisseurs

En premier lieu, la mesure de désaccord entre les investisseurs de Chrétien et Kammoun (2017) emploie comme cadre théorique, le modèle d'évaluation de la performance basé sur le facteur d'escompte stochastique de Glosten et Jagannathan (1994) et Chen et Knez (1996). Par la suite, Chrétien et Kammoun (2017) ont permis de restreindre l'ensemble des opportunités d'investissement admissibles en imposant deux conditions. La première condition impose la loi d'un seul prix telle que présentée par Hansen et Jagannathan (1991). La seconde condition concerne l'absence des opportunités d'investissement présentant des ratios de Sharpe élevés de Cochrane et Saa-Requejo (2000).

Plus spécifiquement, la loi d'un seul prix implique que la mesure de la performance doit évaluer correctement les portefeuilles de référence ou les actifs de base. Autrement dit, la mesure doit respecter l'équation suivante :

$$(10) : E [mR_B] - 1 = 0$$

Où R_B représente le vecteur de rendement brut des portefeuilles de référence B et 1 représente le vecteur unitaire $B \times 1$.

Intuitivement, la condition de la loi d'un seul prix suppose que les fonds passivement gérés doivent générer un alpha nul en moyenne, ce qui permet d'atténuer le problème du choix des portefeuilles de référence dans les modèles du FES. Chen et Knez (1996) précisent qu'il s'agit de la condition la plus indispensable pour que la mesure de performance des fonds soit admissible. Hansen et Jagannathan (1991) expliquent que la loi d'un seul prix permet de restreindre les FES en calculant la borne de variance qui se traduit par l'écart-type minimum des FES conditionné au ratio Sharpe le plus élevé possible des portefeuilles de référence.

Par ailleurs, la condition de l'absence d'opportunité d'investissement présentant des ratios de Sharpe élevés expliquée par Cochrane et Saa-Requejo (2000) consiste à mettre en place une borne supérieure qui limite tout FES avec des opportunités d'investissement irréalistes. Cette condition est décrite comme suit :

$$(11) : \frac{E[R_J - R_F]}{\sigma [R_J - R_F]} < \hat{h}$$

avec R_J le rendement de tout fonds potentiel J, \hat{h} le ratio de Sharpe maximum permis et R_F le taux sans risque.

La condition de l'absence d'opportunité d'investissement présentant un ratio de Sharpe très élevé stipule qu'il est difficile pour les investisseurs de trouver de bonnes opportunités d'investissement avec des ratios de Sharpe très élevés. Même si ces opportunités se manifestent, elles n'ont que peu de temps à survivre car les investisseurs s'en emparent rapidement. Ross (1976), MacKinlay (1995), Cochrane et Saa-Requejo

(2000) et Ross (2005) soutiennent également cette condition et estiment que les opportunités d'investissement avec des ratios de Sharpe élevés devraient être exclues. Un ratio de Sharpe d'un fonds qui dépasse le double du ratio de Sharpe du marché est déraisonnable du point de vue de la théorie du MEDAF et de la théorie d'arbitrage. Cochrane et Saa-Requejo (2000) montrent aussi que cette condition permet de restreindre l'ensemble des FES en limitant son second moment, soit :

$$(12) : E[m^2] \leq \frac{(1 + \bar{h}^2)}{R_F^2}$$

Enfin, lorsque les deux conditions sont réunies, nous limitons les FES admissibles. L'écart-type des FES admis doit respecter la formule suivante :

$$(13) : \frac{h^*}{R_F} \leq \hat{\sigma}(m) \leq \frac{\bar{h}}{R_F}$$

Où h^* est le ratio de Sharpe optimal que nous pouvons atteindre à partir des portefeuilles de référence.

Cet ensemble de FES fermé et convexe, comme défini par Chen et Knez (1996) résulte en un ensemble fini de performance. Contrairement aux mesures de performance traditionnelles qui génèrent une seule et unique performance, le cadre théorique développé par Chen et Knez (1996) résulte en un ensemble fini d'alpha, ce qui explique un désaccord entre investisseurs. Ainsi, une divergence d'évaluation entre investisseurs peut se produire car les fonds mutuels sont conçus initialement pour satisfaire différentes clientèles. Ahn, Cao et Chrétien (2009) pensent que ce résultat est réaliste lorsqu'on raisonne dans un marché incomplet. Ferson et Lin (2014) soutiennent également cette conclusion et expliquent que les investisseurs perçoivent différemment la performance d'un même fonds, ce qui génère un désaccord entre eux. Ils considèrent donc que l'approche qui fournit une évaluation de performance selon un investisseur représentatif

ne peut être pertinente pour tous les investisseurs. Empiriquement, Ferson et Lin (2014) démontrent que le désaccord des investisseurs est économiquement important.

Chrétien et Kammoun (2017) développent deux mesures de performance qui tiennent compte de l'effet de la clientèle : l'alpha de point de vue de la clientèle la plus favorable, appelé alpha de la meilleure clientèle, et l'alpha du point de vue de la clientèle la plus défavorable, appelé alpha de la pire clientèle. En considérant les restrictions discutées précédemment, l'alpha de la borne supérieure de performance de fonds est déterminé comme suit :

$$(14) : \quad \bar{\alpha}_{FM} = \sup_{m \in M} E [m R_{FM}] - 1$$

$$(15) : \quad \text{avec la condition de } E [m R_B] = 1 \text{ et de } E [m^2] \leq \frac{(1 + \bar{h}^2)}{R_F^2}$$

Où $\bar{\alpha}_{FM}$ est la valeur de performance pour la meilleure clientèle, $E [m R_B] = 1$ est la condition de la loi d'un seul prix, $[R_B]$ est le vecteur des rendements bruts des B portefeuilles de référence et 1 est un vecteur d'unités $B \times 1$. $E [m^2] \leq (1 + \bar{h}^2) / R_F^2$ est la condition d'absence des opportunités d'investissement les plus favorables, avec \bar{h} qui est le ratio de Sharpe maximum autorisé. Cochrane et Saa-Requejo (2000) démontrent qu'il est possible de résoudre l'équation (14) par l'intermédiaire de ce qui suit :

$$(16) : \quad \bar{\alpha}_{FM} = E [\bar{m} R_{FM}] - 1$$

$$(17) : \quad \text{avec } \bar{m} = m_{LSP} + \delta_1 \delta_2$$

$$(18) : \quad m_{LSP} = a' R_B, \quad \text{avec : } a' = 1' E[R_B R_B']^{-1}$$

$$(19) : \quad \delta_1 = \sqrt{\frac{\frac{(1 + \bar{h}^2)}{R_F^2} - E[m_{LSP}^2]}{E[\delta_2^2]}}$$

$$(20) : \quad \delta_2 = R_{FM} - c' R_B, \quad \text{avec : } c' = E[R_{FM} R'_B] E[R_B R'_B]^{-1}$$

L'équation (16) permet de définir $\bar{\alpha}_{FM}$, soit la performance de la meilleure clientèle, qui est en fonction de \bar{m} , le FES de la meilleure clientèle. R_{FM} , le rendement brut du fonds mutuel.

Dans l'équation (17), le m_{LSP} est le FES identifié par Hansen et Jagannathan (1991) qui calcule la volatilité minimale imposée dans le cadre de la condition de loi d'un seul prix. Il s'agit d'une fonction linéaire avec les rendements des portefeuilles de références R_B (voir équation (18)). δ_1 n'est autre que le paramètre qui considère la condition d'absence d'opportunités d'investissement les plus favorable. D'après l'équation (19), le paramètre dépend bien du ratio de Sharpe maximum \bar{h} exigé dans le cadre de la condition. Enfin, δ_2 représente la différence entre le rendement des fonds R_{FM} et le meilleur rendement répliqué que nous pouvons obtenir à partir des rendements des portefeuilles de référence. Chrétien et Kammoun (2017) présentent une version simplifiée du problème à travers la formule suivante :

$$(21) : \quad \bar{\alpha}_{FM} = E [m_{LSP} R_{FM}] - 1 + \delta_1 E [\delta_2^2]$$

L'équation (21) est une formulation simplifiée qui décrit en deux parties la solution $\bar{\alpha}_{FM}$. La première partie ($E [m_{LSP} R_{FM}] - 1$) représente la loi d'un seul prix de Chen et Knez (1996) qui implique l'attribution d'une performance nulle aux portefeuilles de référence. La deuxième partie $\delta_1 E [\delta_2^2]$ détermine les erreurs de réplifications δ_2 et la restriction d'absence d'opportunités d'investissement les plus favorables définie par le ratio de Sharpe maximum \bar{h} . Plus précisément, les erreurs de réplifications s'expliquent par la difficulté d'avoir un rendement similaire de fonds à partir des portefeuilles de références, et dans ce cas-ci, le désaccord potentiel entre les investisseurs est plus présent lorsque les erreurs de réplifications sont importantes. Au niveau de la restriction du ratio de Sharpe maximum, le désaccord entre les investisseurs peut se manifester

lorsqu'il existe plusieurs opportunités de placement raisonnables pour les investisseurs, ce qui se traduit par une grande différence entre \hat{h} et h^* .

L'alpha de la pire clientèle de fonds est présenté comme étant la limite inférieure de la performance de fonds. Cet alpha est déterminé dans un contexte où les conditions de Glosten et Jagannathan (1994) et Chen et Knez (1996) sont respectées. L'alpha de la pire clientèle est présenté comme suit :

$$(22) : \quad \underline{\alpha}_{FM} = \inf_{m \in M} E [m R_{FM}] - 1$$

$$(23) : \quad \text{avec la condition de } E [m R_B] = 1 \text{ et de } E [m^2] \leq \frac{(1 + \hat{h}^2)}{R_F^2}$$

Soit $\underline{\alpha}_{FM}$, la performance de la pire clientèle. Dans la version simplifiée présentée par Chrétien et Kammoun (2017), l'équation est décrite ainsi :

$$(24) : \quad \underline{\alpha}_{FM} = E [m_{LSP} R_{FM}] - 1 - \delta_1 E [\delta_2^2]$$

L'alpha de la pire clientèle permet d'évaluer les fonds du point de vue de la clientèle la plus défavorable. Lorsque la valeur de cet alpha est positive, cela implique que tous les investisseurs valorisent favorablement un fonds. Dans ce cas, il s'agit de la situation la plus espérée par les gestionnaires puisque le fonds suscitera l'attrait de tous les investisseurs.

Chrétien et Kammoun (2017) montrent que l'alpha de la meilleure clientèle (alpha de la pire clientèle) peut être interprété comme l'évaluation de la performance de la classe d'investisseurs la plus (moins) favorable au fonds mutuel. Toutefois, ils mesurent également le désaccord total des investisseurs en appliquant simplement la différence entre les alphas de la meilleure et de la pire clientèle, soit par la formule suivante :

$$(25) : \text{DES}_{\text{FM},t} = \bar{\alpha}_{\text{FM},t} - \underline{\alpha}_{\text{FM},t}$$

$\text{DES}_{\text{FM},t}$ est le désaccord total entre les deux catégories de clientèles qui évaluent le fonds.

Intuitivement, cette mesure permet de confirmer les propos de Ferson et Lin (2014) en ce qui a trait à l'hétérogénéité des préférences des investisseurs lors de l'évaluation des performances. En effet, une valeur élevée de $\text{DES}_{\text{FM},t}$ prouve que le désaccord et l'hétérogénéité des investisseurs sont économiquement significatifs. Ainsi, le désaccord est une résultante des effets qui proviennent des erreurs de réplification et de la condition du ratio de Sharpe maximum, soit :

$$(26) : \text{DES}_{\text{FM},t} = \bar{\alpha}_{\text{FM},t} - \underline{\alpha}_{\text{FM},t} = 2 (\delta_1 E [\delta_2^2])$$

Les résultats empiriques de Chrétien et Kammoun (2017) montrent que le désaccord est significatif du point de vue de la clientèle des fonds d'actions américaines, et qu'il est suffisamment important pour que l'alpha moyen des fonds passe d'un résultat négatif à un résultat positif.

5.2. Justification des choix méthodologiques

Pour mettre en place cette méthodologie, certains choix semblent être importants : la sélection des fonds actifs, la détermination de la valeur du ratio de Sharpe maximum et le choix des portefeuilles de référence.

Ainsi, nous étudions les fonds mutuels d'actions américaines à capital variable. Les raisons qui motivent ce choix sont multiples. D'abord, le marché des fonds mutuels d'actions américaines est le plus grand marché dans le monde en termes de taille (près de 11 billions de dollars US à la fin de l'année 2016, soit 27% d'actifs nets mondiaux des fonds mutuels) avec un nombre élevé de fonds (9 685 fonds d'actions à la fin de

l'année 2016)⁷. Ensuite, l'asymétrie d'information est moins présente sur ce marché puisque tous les investisseurs ont accès aux données, fournies principalement par les meilleures plateformes financières. En outre, la plupart des études sur la performance des fonds emploient cet échantillon précis de fonds (Jensen (1968), Gruber (1996), Kacperczyk, Sialm et Zheng (2005), Mason, McGroarty et Thomas (2012), Ferson et Lin (2014), Babalos, Mamatzakis, et Matousek (2015)).

L'estimation du paramètre qui considère la condition d'absence d'opportunités d'investissement les plus favorables δ_1 requiert un choix préalable de la valeur du ratio de Sharpe maximum \hat{h} . Cochrane et Saa-Requejo (2000) évoquent la difficulté de déterminer cette valeur et croient que les propositions menées dans ce sens peuvent être révoquées. Dans leur cas, ils suggèrent un ratio de Sharpe maximum qui équivaut au double de celui du S&P 500, ou de façon équivalente, au double du ratio de Sharpe de leurs portefeuilles de référence. Dans d'autres articles, les choix des ratios de Sharpe maximum sont différents. Ross (1976), Huang (2013), Floroiu et Pelsser (2013) choisissent le double du ratio de Sharpe du marché comme ratio de Sharpe maximum. Martin (2012), de son côté, établit la contrainte avec trois valeurs différentes pour ce ratio, soit 0,75, 1 et 1,25. MacKinlay (1995) estime qu'un ratio de Sharpe annuel au carré supérieur à environ 0,6 est invraisemblablement élevé. Kanamura et Ōhashi (2009) utilisent des valeurs allant de deux à trois fois la valeur du ratio de Sharpe du marché. Dans notre étude, nous nous référons à Chrétien et Kammoun (2017) en ajoutant la moitié du ratio de Sharpe du marché (CRSP value-weighted index) comme opportunités supplémentaires autorisées. Chrétien et Kammoun (2017) montrent la robustesse de la borne de la meilleure clientèle par rapport au choix du ratio de Sharpe maximum.

Le troisième choix méthodologique est le cœur de la problématique de ce mémoire. Il s'agit de la sélection de portefeuilles de référence. En effet, l'estimation du désaccord est

7 - Worldwide Regulated Open-End Fund Assets and Flows - Fourth Quarter 2016, The international Investment Funds Association, p : 6

potentiellement sensible au choix des portefeuilles de référence. Pour notre étude, nous utilisons trois ensembles de portefeuilles de référence. Le premier choix concerne les dix portefeuilles d'industrie. Comme nous l'avons mentionné précédemment, Chrétien et Kammoun (2017) expliquent que ces portefeuilles sont largement utilisés comme actifs de base dans l'évaluation empirique des fonds. Le deuxième choix s'appuie sur la proposition de Ferson et Lin (2014) qui inclut cinq fonds négociés en bourse (FNB). Le choix de ces FNB est justifié en fonction de leur type de gestion (gestion passive), de leur volume élevé d'opérations et de leur couverture sectorielle. Ferson et Lin (2014) considèrent que ces portefeuilles de référence sont les plus réalistes comme choix de placements alternatifs. Le troisième choix fait référence à l'étude de Berk et Van Binsbergen (2015) qui optent pour les onze fonds indiciels Vanguard. Dans leur étude, Berk et Van Binsbergen (2015) constatent que ces fonds sont les moins coûteux parmi l'ensemble des fonds admissibles.

5.3. Estimation de la mesure de désaccord des investisseurs

En nous référant à l'approche de Chrétien et Kammoun (2017), nous estimons les alphas de la meilleure ($\bar{\alpha}_{FM}$) et de la pire clientèle ($\underline{\alpha}_{FM}$). Nous traduisons les équations du problème en moment afin d'estimer les paramètres. Nous déterminons ensuite la mesure du désaccord des investisseurs DES_{FM} en nous basant sur les valeurs obtenues $\bar{\alpha}_{FM}$ et $\underline{\alpha}_{FM}$.

L'alpha requiert l'estimation de $(2B+1)$ paramètres définis dans les équations ci-dessous, dont les paramètres pour déterminer le \bar{m} (\mathbf{a} , \mathbf{c} , δ_1). Le B représente le nombre de portefeuilles de référence. Le T est le nombre d'observations sur l'échantillon.

$$(27) : \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [(\mathbf{a}' \mathbf{R}_{Bt}) \mathbf{R}_{Bt}] - 1 = 0,$$

$$(28) : \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [(\mathbf{R}_{FM} - \mathbf{c}' \mathbf{R}_{Bt}) \mathbf{R}_{Bt}] = 0,$$

$$(29) : \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [(a' R_{Bt}) + \delta_1 (R_{FMt} - c' R_{Bt})]^2 - \frac{(1 + \hat{h}^2)}{R_F^2} = 0,$$

$$(30) : \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [(a' R_{Bt}) + \delta_1 (R_{FMt} - c' R_{Bt}) R_{FMt}] - 1 - \bar{\alpha}_{FM} = 0,$$

$$(31) : \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [(a' R_{Bt}) - \delta_1 (R_{FMt} - c' R_{Bt}) R_{FMt}] - 1 - \underline{\alpha}_{FM} = 0,$$

Nous estimons le vecteur ($B \times 1$) des coefficients à travers l'équation (27). L'estimation de ce paramètre sert à déterminer le facteur d'escompte stochastique de Chen et Knez (1996) que nous avons défini dans la littérature avec l'équation (16). Le but de l'équation (27) est d'assurer qu'elle valorise correctement les rendements des portefeuilles passifs.

Nous utilisons l'équation (28) pour estimer le vecteur ($B \times 1$) des coefficients c . Le but de cette estimation est de déterminer les termes d'erreurs identifiés dans l'équation (20). En outre, l'équation (28) sert également à spécifier les B conditions d'orthogonalité entre δ_2 et les rendements des portefeuilles de référence. En d'autres termes, elle estime une combinaison linéaire de ces rendements qui reproduit au mieux le rendement des fonds actifs.

Nous exploitons l'équation (29) pour estimer le paramètre qui représente la condition d'absence d'opportunités d'investissement les plus favorable δ_1 . Chrétien et Kammoun (2017) expliquent que lorsqu'on estime l'alpha de la meilleure clientèle, le paramètre δ_1 doit accorder une valeur positive pour pouvoir déterminer une limite supérieure de la performance du fonds. Le \hat{h} dans l'équation est la valeur du ratio de Sharpe maximum qui est la moitié du ratio de Sharpe du marché. Le R_F représente le taux sans risque qui équivaut à 1 plus le rendement moyen des bons de Trésor à un mois pour la période de notre étude.

Lorsque les paramètres m_{LSP} , δ_1 et δ_2 sont estimés, nous passons à travers les équations (30) et (31) pour déterminer la limite supérieure (inférieure) de performance du fonds $\bar{\alpha}_{FM}$ ($\underline{\alpha}_{FM}$). Ensuite, nous obtenons la mesure du désaccord des investisseurs par la différence des deux alphas $\bar{\alpha}_{FM}$ et $\underline{\alpha}_{FM}$ en utilisant la formule suivante :

$$(32) : \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [(2\delta_1(R_{FM,t} - c'R_{B,t})^2)] - DES_{FM,t} = 0,$$

Nous estimons les paramètres des équations ci-dessus avec la méthode généralisée des moments (GMM) proposée par Hansen (1982). Le choix de cette méthode parmi l'ensemble des techniques classiques existantes, en l'occurrence le moindre carré ordinaire (MCO), est dû pour différentes raisons.

D'abord, des études empiriques (Söderlind (1999), Ghali (2015), Gusset et Zimmermann (2014), Cederburg, O'Doherty, Savin et Tiwari (2018)) révèlent certaines difficultés dans l'application des modèles comme celui du MCO, notamment par la présence des problèmes d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité sur les séries de rendements de fonds mutuels. De plus, la non-linéarité des équations ci-dessus peut entraîner d'importants biais sur les estimations avec le MCO. En se référant aux études de Hansen (1982), l'estimateur GMM converge souvent vers sa vraie valeur, surtout lorsque l'échantillon de l'étude dispose suffisamment d'observations. La condition de la grande taille d'échantillon est également requise pour que l'estimateur GMM soit asymptotiquement efficient. En utilisant des simulations bootsrap, Chrétien et Kammoun (2017) montrent que même si l'échantillon est restreint en termes de période, cela n'affecte pas la précision des estimés.

Enfin, le modèle GMM à l'avantage d'être un modèle général qui fait la synthèse de plusieurs estimateurs tels que le MCO, l'estimateur des variables instrumentales et l'estimateur des doubles moindres carrés. Selon les études de Jagannathan, Skoulakis, et

Wang (2002), l'estimateur GMM est un modèle de référence pour estimer les modèles intertemporels en finance.

Nous mettons en place la méthode GMM à travers les fonctionnalités du logiciel S.A.S. « Statistical Analysis System ». Tous les paramètres des équations ci-dessus seront estimés à l'aide de ce logiciel. Toutefois, nous serons tenus de fixer une fonction de densité de probabilité « kernel » ainsi que le paramètre de lissage pour l'exécution de la fonctionnalité.

6. Données

Cette section présente la description détaillée des données que nous utilisons durant le cadre de notre étude. Comme nous utilisons l'approche de Chrétien et Kammoun (2017) pour estimer le désaccord entre les investisseurs, nous nous basons sur les données de rendements mensuels à la fois pour les fonds mutuels activement gérés, et les portefeuilles de références. Nous joignons ci-dessous la description des deux catégories.

6.1. Les fonds mutuels

Les données sur les rendements mensuels des fonds mutuels d'actions américaines à capital variable activement gérés sont extraites de la base de données «Center for Research in Security Price (CRSP) Survivor-Bias-Free US Mutual Fund », pour la période allant de 1984 à 2016.

Nous nous basons sur les études de Kacperczyk, Sialm et Zheng (2008) et Chrétien et Kammoun (2017) pour effectuer une première sélection des données qui regroupe uniquement les fonds qui sont majoritairement investis dans les actions américaines. Pour ce faire, nous exploitons les différents codes de classification fournis par CRSP⁸. Nous les considérons simultanément puisque chacune de ces classifications couvre une période spécifique dans le temps. À titre d'exemple, les codes d'objectif d'investissement (Wiesenberger codes) sont disponibles jusqu'à 1993, alors que les codes de la politique d'investissement (Lipper objective codes) débutent à partir de décembre 1999. Puisque notre étude porte seulement sur les fonds activement gérés, nous excluons tous les fonds indiciels déterminés par les codes de la politique d'investissement « SP » et « SPSP », ainsi que tous les fonds dont le nom contient le mot

8 - Les codes de classification sont catégorisés sous quatre types : les codes de politique (policy codes), les codes d'objectif d'investissement spécifique (Strategic Insight Fund Objective Codes), les codes d'objectif d'investissement général (Wiesenberger codes) et les codes de politique d'investissement (Lipper objective codes).

« Index ». Nous conservons uniquement les fonds qui ont, en moyenne, entre 80% et 105% d'actions ordinaires.

Afin de tenir compte des différents biais documentés dans la base de données des fonds mutuels CRPS, nous nous référons à la littérature pour appliquer certains filtres. Nous commençons par le biais de survivance (survivorship bias) qui survient lorsque les fonds sont liquidés et que la base de données exclut leurs rendements. Pour tenir compte de ce biais de survivance, nous nous appuyons aux études d'Elton, Gruber et Blake (2001) et Fama et French (2010) en débutant notre échantillon d'étude à partir de 1984. Elton, Gruber et Blake (2001) et Fama et French (2010) expliquent aussi qu'en choisissant la période après 1984, on élimine également le biais d'autosélection (self-selection bias).

Nous traitons également le biais de « backfilling » et le biais d'incubation. Le premier biais consiste à enregistrer un nouveau fond sur la base de données à partir de sa date d'organisation au lieu de sa date d'entrée à la base. Le second biais survient lorsque seulement les fonds qui surperforment dans une période d'incubation sont éventuellement ouverts au public et inclus dans la base de données. Pour cela, nous nous basons sur les études d'Elton, Gruber et Blake (2001), Kacperczyk, Sialm et Zheng (2008) et Evans (2010) en éliminant les observations réalisées avant la date d'organisation du fonds, les fonds sans nom ainsi que les fonds sans date d'organisation déclarée. Nous nous référons aussi à l'étude de Barras, Scaillet et Wermers (2010) afin de considérer les fonds possédant un minimum de 60 observations de rendements mensuels.

Enfin, nous excluons les fonds dont le total net d'actifs (TNA) est inférieur à 15 millions de dollars à la première année de leur entrée à la base de données afin de limiter l'impact de la taille des fonds sur les estimations.

Compte tenu de tous les filtres que nous avons appliqués précédemment, nous disposons d'un échantillon final de 2791 fonds mutuels d'actions américaines à capital variable gérés activement, sur lequel nous nous basons dans la suite de notre étude pour estimer le désaccord des investisseurs.

6.2. Les portefeuilles de référence

L'estimation des alphas de la meilleure et de la pire clientèle dépend du choix des portefeuilles de référence. Nous optons donc pour des portefeuilles de référence qui sont non seulement utilisés dans la littérature, mais qui représentent aussi des choix réalistes de placements alternatifs. Nous limitons notre choix à trois ensembles différents d'actifs de base pour représenter les portefeuilles de référence qui s'offrent aux investisseurs :

- (i) Dix portefeuilles d'industrie utilisés par Chrétien et Kammoun (2017) dans le cadre de leur études sur le désaccord des investisseurs. Les données sur les dix portefeuilles proviennent du site Web de Kenneth R. French. Ces portefeuilles représentent le secteur des biens de consommation non durables, les biens de consommation durables, l'industrie manufacturière, l'énergie, la haute technologie, les télécommunications, les magasins, les soins de santé, les services publics et d'autres industries.
- (ii) Un ensemble de cinq fonds négociés en bourse (FNB) qui couvrent un large éventail de catégories d'actifs et de stratégies utilisées par Ferson et Lin (2014). Nous sélectionnons les cinq FNB suivants à partir de la base de données des FNB américaines de Morningstar : SPY (S&P 500), MDY (S&P Mid-cap 400), IJR (S&P Small-cap 600), QQQ (Nasdaq 100) et le IYR (Dow Jones US Real Estate).
- (iii) Une liste de onze fonds indiciels Vanguard tels que déterminés par Berk et Van Binsbergen (2015) dans leur étude. Les données sur les rendements de ces onze

fonds indiciels ont été extraites depuis la base de données américaine Morningstar : NAESX (Vanguard Small Cap Index Inv), VBINX (Vanguard Balanced Index Inv), VEIEX (Vanguard Emerging Mkts Stock Idx Inv), VEURX (Vanguard European Stock Index Investor), VEXMX (Vanguard Extended Market Index Investor), VFINX (Vanguard 500 Index Investor), VIMSX (Vanguard Mid Cap Index Investor), VISGX (Vanguard Small Cap Growth Index Inv), VISVX (Vanguard Small Cap Value Index Inv), VPACX (Vanguard Pacific Stock Index Investor), VVIAX (Vanguard Value Index Adm).

Ainsi, tous les rendements des portefeuilles de référence mentionnés précédemment sont des rendements bruts mensuels. La période d'étude varie selon la disponibilité des informations sur les rendements pour chaque ensemble de portefeuilles, soit une période de 1984 à 2016 pour les dix portefeuilles d'industrie, une période de 2000 à 2016 pour les cinq fonds négociés en bourse (FNB) et une période de 1998 à 2016 pour les onze fonds indiciels Vanguard.

6.3. Statistiques descriptives

Le Tableau 1 présente les statistiques descriptives relatives aux rendements mensuels des fonds mutuels activement gérés (Panel A), aux rendements mensuels des dix portefeuilles d'industrie, des cinq fonds négociés en bourse et aux rendements des onze fonds indiciels Vanguard (Panel B).

Au niveau du panel A, les rendements mensuels moyens de notre sélection de fonds mutuels ont une moyenne de 0,75% et un écart-type de 5,237%. Les moyennes des rendements varient de -4,833% à 2,097%, alors que les écarts-types varient de 0,15% à 16,921%.

Le panel B montre que les moyennes des dix portefeuilles d'industrie varient entre 0,869% à 1,166%, qui correspondent respectivement aux portefeuilles du secteur des biens durables et du secteur des biens de consommation non durables. Cependant, les écart-type varient de 3,942% à 6,892%. Les fonds négociés en bourse ont des moyennes moins importantes par rapport à ceux des portefeuilles cités précédemment avec des moyennes qui varient entre 0,699% à 1,055%. Toutefois, ces fonds sont plus volatiles puisque les écarts-types varient entre 4,164% et 7,275%. Les rendements des fonds Vanguard ont des moyennes qui varient entre 0,344% et 0,985% et des écart-types qui varient entre 2,587% et 6,781%. Les rendements sans risque des bons du Trésor à 1 mois ont une moyenne de 0,299% et un écart-type de 0,231%.

Le Tableau 2 présente la matrice de corrélation des rendements pour les portefeuilles de référence indiquant les coefficients de corrélation entre les portefeuilles du même ensemble. Dans la mesure où les portefeuilles de références occupent le rôle des variables explicatives, ce tableau est important puisqu'il met en avant les différentes relations de colinéarité qui peuvent se présenter dans nos modèles d'estimation. Nous vérifions alors s'il existe des coefficients qui montrent une forte corrélation entre ces portefeuilles.

En effet, nous constatons à travers ce tableau qu'il y a effectivement une présence de corrélation entre plusieurs portefeuilles de références, surtout en ce qui concerne les fonds indiciels Vanguard. Les coefficients de corrélation pour les dix portefeuilles d'industries varient entre 0,200 et 0,875. La relation qui affiche la plus grande corrélation est celle du portefeuille du secteur manufacturier avec le portefeuille des autres secteurs.

Les coefficients de corrélation pour les cinq fonds négociés en bourse varient entre 0,435 et 0,952. La relation qui affiche la plus grande corrélation est celle du fonds S&P

Mid-cap 400 avec le fonds S&P Small-cap 600. Nous constatons également qu'il existe deux relations pour lesquelles les coefficients affichent une valeur dépassant les 0,9.

Concernant les onze fonds indiciels Vanguard, la matrice de corrélation présente des coefficients qui varient entre 0,542 et 0,977. Le coefficient le plus élevé dans cette matrice correspond à la relation entre le fonds « Vanguard 500 Index Investor » et le fonds « Vanguard Balanced Index Inv ». Dans cet ensemble de portefeuilles, il existe quatorze relations pour lesquelles les coefficients affichent une valeur dépassant les 0,9.

7. Résultats

Cette section sert à analyser les résultats empiriques de notre étude. Nous commençons par l'examen des résultats estimés du désaccord des investisseurs pour les trois ensembles d'actifs de base, avec les données des différentes périodes telles que décrites dans la section 4.2. Ensuite, nous analysons et comparons les résultats de la mesure de désaccord des investisseurs en utilisant les mêmes ensembles de portefeuilles de référence pour une période de données identique, soit de 2000 à 2016.

Ainsi, le Tableau 3 résume les statistiques sur la distribution transversale du désaccord des investisseurs obtenue en utilisant la mesure de Chrétien et Kammoun (2017). Le tableau fournit la moyenne, l'écart-type et les percentiles des distributions du désaccord estimé, ainsi que leurs statistiques t correspondantes.

Nous remarquons dans le Tableau 3 que les valeurs du désaccord des investisseurs sont positives et statistiquement significatives. Ce résultat est constaté pour les trois ensembles de portefeuilles de référence, avec des valeurs moyennes respectives de 0,881% (t -statistique = 4,578), 0,442% (t -statistique = 4,366) et 0,602% (t -statistique = 4,385) pour les dix portefeuilles d'industrie, les cinq fonds négociés et les onze fonds indiciels Vanguard. En outre, toutes les moyennes de désaccord sont significativement différentes de zéro, avec des statistiques t de 323,60 pour les dix portefeuilles d'industrie, 212,96 pour les cinq fonds négociés en bourse et 247,17 pour les onze fonds indiciels Vanguard.

En revanche, nous constatons un écart particulièrement important entre la valeur moyenne du désaccord des investisseurs calculée avec les cinq fonds négociés, et la valeur moyenne du désaccord calculée avec les deux autres choix des actifs de base. La première valeur du désaccord (0,442%) est moins élevée par rapport aux deux autres valeurs (0,881%, 0,602%). Cet écart peut être dû à plusieurs raisons, soit au changement

des valeurs de h qui représente les opportunités d'investissements maximum, soit à la différence du taux moyen sans risque ou simplement à la différence des périodes d'études. Par ailleurs, les résultats de désaccord avec les dix portefeuilles d'industrie sont comparables aux résultats présentés par Chrétien et Kammoun (2017) dans leur étude qui couvre la période de 1984-2012.

L'examen des résultats présentés ci-dessus révèle que le désaccord des investisseurs, mesuré par la différence entre les alphas de la meilleure et la pire clientèle est économiquement et statistiquement significatif. Nos résultats sont conformes à ceux de Chrétien et Kammoun (2017) et de Ferson et Lin (2014) en ce qui concerne la présence des désaccords entre investisseurs dans l'évaluation de la performance des fonds mutuels. Toutefois, nous ne sommes pas en mesure de nous prononcer sur l'impact du choix des portefeuilles de référence sur les résultats de désaccord des investisseurs en raison de la différence des périodes d'études soulignée précédemment.

Le Tableau 4 présente les statistiques sur la distribution transversale du désaccord des investisseurs en utilisant également la mesure de Chrétien et Kammoun (2017). Contrairement au Tableau 3, ce tableau s'appuie sur les données de la période d'étude entre 2000 à 2016 pour les trois ensembles de portefeuilles de référence. Ainsi, nous nous référons aux résultats du Tableau 4 pour mieux analyser l'impact du choix des portefeuilles de référence sur le désaccord des investisseurs.

En effet, nous constatons dans le Tableau 4 que les valeurs du désaccord des investisseurs sont également positives et statistiquement significatives puisque leurs moyennes correspondent à 0,578% (t-statistique = 4,491) pour les dix portefeuilles d'industrie, 0,442% (t-statistique = 4,366) pour les cinq fonds négociés en bourse et 0,511% (t-statistique = 4,330) pour les onze fonds indiciels Vanguard. Les écarts-types sont relativement similaires avec des résultats de 0,390% (t-statistique = 0,977) pour les dix portefeuilles d'industrie, 0,336% (t-statistique = 1,086) pour les cinq fonds négociés

en bourse et 0,367% (t-statistique = 1,084) pour les onze fonds indiciels Vanguard. Nous constatons aussi que les statistiques t des moyennes du désaccord sont significativement différentes de zéro, avec des valeurs respectives de 238,73, 212,96 et 224,91.

Les résultats du Tableau 4 suggèrent la même conclusion que le Tableau 3. Ils indiquent une présence significative des désaccords entre investisseurs dans l'évaluation de la performance des fonds mutuels. Toutefois, nous constatons que les moyennes et les écart-types du désaccord des investisseurs obtenus dans le Tableau 4 sont relativement proches. Ce constat résulte du fait que nous estimons les valeurs de désaccord des investisseurs sur une même période d'étude. À la suite de ces résultats, nous concluons que le désaccord des investisseurs dans le cadre de l'évaluation de la performance des fonds mutuels est faiblement sensible aux changements des portefeuilles de référence.

8. Conclusion générale, limites et extensions

Ce mémoire a pour objectif de mesurer l'impact du désaccord de la clientèle des fonds mutuels en utilisant différents choix de portefeuilles de référence. Dans le cadre de notre étude, nous nous basons sur l'approche de Chrétien et Kammoun (2017) qui consiste à calculer le désaccord des investisseurs par la différence entre la performance des fonds mutuels du point de vue de sa meilleure et de sa pire clientèle. Comme choix des données, nous nous appuyons sur la récente littérature pour former un échantillon de 2971 fonds mutuels d'actions américaines à capital variable activement géré et trois ensembles de portefeuilles de référence. Nous estimons les paramètres inconnus de nos équations à l'aide de la méthode généralisée des moments (GMM) proposée par Hansen (1982).

Nos principaux résultats démontrent que le désaccord des investisseurs est positif et statistiquement significatif, peu importe le choix des portefeuilles de référence. Cette conclusion concorde avec celle documentée par Chrétien et Kammoun (2017) et par Ferson et Lin (2014). Nos résultats suggèrent également que pour un échantillon précis de fonds actifs, l'estimation du désaccord des investisseurs n'est pas significativement affectée par le changement des portefeuilles de référence. En revanche, nos résultats sont soumis à certaines limites.

Une des limites de notre étude consiste au fait que nous avons étudié un seul marché de fonds mutuels qui est le marché américain. Même si ce marché représente le plus grand marché en termes de taille, il s'avère intéressant de tester la présence du désaccord des investisseurs sur d'autres marchés comme le marché canadien, ou les opportunités d'investissement sont différentes.

De plus, nous constatons un manque de données sur les séries de rendements des portefeuilles de référence. La présence d'une forte corrélation entre les portefeuilles de

référence semble affecter l'estimation de nos résultats. En outre, d'autres limites peuvent se présenter en raison de nos choix méthodologiques, notamment l'utilisation d'une seule mesure de désaccord, soit celle de Chrétien et Kammoun (2017), notre méthode de sélection des fonds actifs, la détermination de la valeur du ratio de Sharpe maximum et le choix des portefeuilles de référence.

Enfin, nous considérons notre mémoire comme une continuité des récents travaux de recherche relatifs à l'évaluation de la performance des fonds mutuels. Nous pouvons aussi l'inscrire dans le cadre de la volonté de comprendre les sources de désaccord des investisseurs. Comme extension à ce mémoire, il serait important, à la lumière des études de Chrétien et Kammoun (2017) et Ferson et Lin (2014) de comparer les résultats des deux méthodes de mesures dans un même contexte empirique.

9. Références

- Ahn, D. H., Cao, H. H., et Chrétien, S. (2009). Portfolio performance measurement: A no arbitrage bounds approach. *European Financial Management*, 15(2), 298-339.
- Amihud, Y., et Goyenko, R. (2013). Mutual fund's R² as predictor of performance. *Review of Financial Studies*, 26(3), 667-694.
- Babalos, V., Mamatzakis, E. C., et Matousek, R. (2015). The performance of US equity mutual funds. *Journal of Banking & Finance*, 52, 217-229.
- Bailey, W., Kumar, A., et Ng, D. (2011). Behavioral biases of mutual fund investors. *Journal of Financial Economics*, 102(1), 1-27.
- Bams, D., Otten, R., et Ramezanifar, E. (2017). Investment style misclassification and mutual fund performance.
- Barber, B. M., Odean, T., et Zheng, L. (2005). Out of sight, out of mind: The effects of expenses on mutual fund flows. *Journal of Business*, 78(6), 2095-2120.
- Barras, L., Scaillet, O., et Wermers, R. (2010). False discoveries in mutual fund performance: Measuring luck in estimated alphas. *Journal of Finance*, 65(1), 179-216.
- Berk, J. B. (2005). Five Myths of Active Portfolio Management. *Journal of Portfolio Management*, 27. doi:10.3905/jpm.2005.500350.
- Berk, J. B., et Van Binsbergen, J. H. (2015). Measuring skill in the mutual fund industry. *Journal of Financial Economics*, 118(1), 1-20.
- Brown, S. J., et Goetzmann, W. N. (1997). Mutual fund styles. *Journal of financial Economics*, 43(3), 373-399.
- Capon, N., Fitzsimons, G. J., et Prince, R. A. (1996). An individual level analysis of the mutual fund investment decision. *Journal of Financial Services Research*, 10(1), 59-82.
- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, 52(1), 57-82.
- Cederburg, S., O'Doherty, M. S., Savin, N. E., et Tiwari, A. (2018). Conditional benchmarks and predictors of mutual fund performance. *Available at SSRN 2733254*.
- Chan, L. K. C., Dimmock, S. G., et Lakonishok, J. (2009). Benchmarking money manager performance: Issues and evidence. *Review of Financial Studies*, 22(11), 4553-4599.
- Chen, J., Hong, H., Huang, M., et Kubik, J. D. (2004). Does fund size erode mutual fund performance? The role of liquidity and organization. *American Economic Review*, 94(5), 1276-1302.

- Chen, Z., et Knez, P. J. (1996). Portfolio performance measurement: Theory and applications. *Review of Financial Studies*, 9(2), 511-555.
- Chrétien, S., et Kammoun, M. (2017). Mutual fund performance evaluation and best clienteles. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(04), 1577-1604.
- Christopherson, J. A., Ferson, W. E., et Glassman, D. A. (1998). Conditioning manager alphas on economic information: Another look at the persistence of performance. *Review of Financial Studies*, 11(1), 111-142.
- Cochrane, J. H. (2001). *A rehabilitation of stochastic discount factor methodology*. : National Bureau of Economic Research.
- Cochrane, J. H., et Saa-Requejo, J. (2000). Beyond arbitrage: Good-deal asset price bounds in incomplete markets. *Journal of Political Economy*, 108(1), 79-119.
- Coggins, F., Beaulieu, M. C., et Gendron, M. (2009). Mutual fund daily conditional performance. *Journal of Financial Research*, 32(2), 95-122.
- Comer, G. (2006). Hybrid mutual funds and market timing performance. *Journal of Business*, 79(2), 771-797.
- Cornell, B. (1979). Asymmetric information and portfolio performance measurement. *Journal of Financial Economics*, 7(4), 381-390.
- Costa, B. A., et Jakob, K. (2006). Do stock indexes have abnormal performance? *Journal of Performance Measurement*, 11, 8-22.
- Cremers, K. J. M., et Petajisto, A. (2009). How active is your fund manager? A new measure that predicts performance. *Review of Financial Studies*, 22(9), 3329-3365.
- Cremers, M., Petajisto, A., et Zitzewitz, E. (2012). *Should benchmark indices have alpha? Revisiting performance evaluation*. : National Bureau of Economic Research.
- Da, Z., et Yun, H. (2010). Electricity consumption and asset prices. *Available at SSRN 1608382*.
- Daniel, K., Grinblatt, M., Titman, S., et Wermers, R. (1997). Measuring mutual fund performance with characteristic-based benchmarks. *Journal of Finance*, 52(3), 1035-1058.
- DiBartolomeo, D., et Witkowski, E. (1997). Mutual fund misclassification: Evidence based on style analysis. *Financial Analysts Journal*, 53(5), 32-43.
- Elton, E. J., Gruber, M. J., et Blake, C. R. (2001). A first look at the accuracy of the CRSP mutual fund database and a comparison of the CRSP and Morningstar mutual fund databases. *Journal of Finance*, 56(6), 2415-2430.

- Elton, E. J., Gruber, M. J., et Blake, C. R. (2003). Incentive fees and mutual funds. *Journal of Finance*, 58(2), 779-804.
- Elton, E. J., Gruber, M. J., Das, S., et Hlavka, M. (1993). Efficiency with costly information: A reinterpretation of evidence from managed portfolios. *The Review of Financial Studies*, 6(1), 1-22.
- Evans, R. B. (2010). Mutual fund incubation. *Journal of Finance*, 65(4), 1581-1611.
- Fama, E., et French, K. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Fama, E. F., et French, K. R. (2010). Luck versus skill in the cross-section of mutual fund returns. *Journal of Finance*, 65(5), 1915-1947.
- Ferson, W., et Khang, K. (2002). Conditional performance measurement using portfolio weights: evidence for pension funds. *Journal of Financial Economics*, 65(2), 249-282.
- Ferson, W., et Lin, J. (2014). Alpha and performance measurement: The effects of investor disagreement and heterogeneity. *Journal of Finance*, 69(4), 1565-1596.
- Ferson, W. E. (2010). Investment performance evaluation. *Annual Review of Financial Economics*, 2(1), 207-234.
- Ferson, W. E., et Schadt, R. W. (1996). Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions. *Journal of Finance*, 51(2), 425-461.
- Fung, W., et Hsieh, D. A. (2002). Asset-based style factors for hedge funds. *Financial Analysts Journal*, 58(5), 16-27.
- Ghali, A. (2015). Transactions intérimaires: impact sur l'évaluation de la performance des fonds mutuels d'actions américaines.
- Glosten, L. R., et Jagannathan, R. (1994). A contingent claim approach to performance evaluation. *Journal of Empirical Finance*, 1(2), 133-160.
- Goetzmann, W., Ingersoll, J., Spiegel, M., et Welch, I. (2007). Portfolio performance manipulation and manipulation-proof performance measures. *Review of Financial Studies*, 20(5), 1503-1546.
- Grinblatt, M., et Titman, S. (1989). Mutual fund performance: An analysis of quarterly portfolio holdings. *Journal of Business*, 62(3), 393-416.
- Grinblatt, M., et Titman, S. (1993). Performance measurement without benchmarks: An examination of mutual fund returns. *Journal of Business*, 66(1), 47-68.
- Grinblatt, M., et Titman, S. (1994). A study of monthly mutual fund returns and performance evaluation techniques. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29(03), 419-444.

- Gruber, M. J. (1996). Another Puzzle: The growth in activity managed mutual funds. *Journal of Finance*, 51(3), 783-810.
- Guercio, D. D., et Reuter, J. (2014). Mutual fund performance and the incentive to generate alpha. *Journal of Finance*, 69(4), 1673-1704.
- Gusset, J., et Zimmermann, H. (2014). Why not use SDF rather than beta models in performance measurement? *Financial Markets and Portfolio Management*, 28(4), 307-336.
- Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1029-1054.
- Hansen, L. P., et Jagannathan, R. (1991). Implications of security market data for models of dynamic economies. *Journal of Political Economy*, 99(2), 225-262.
- Huang, D. (2013). What is the maximum return predictability permitted by asset pricing models : unpublished manuscript, Washington University.
- Huang, J., Sialm, C., et Zhang, H. (2011). Risk shifting and mutual fund performance. *Review of Financial Studies*, 24(8), 2575-2616.
- Ippolito, R. A. (1989). Efficiency with costly information: A study of mutual fund performance, 1965–1984. *Quarterly Journal of Economics*, 104(1), 1-23.
- Jagannathan, R., Skoulakis, G., et Wang, Z. (2002). Generalized methods of moments: Applications in finance. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(4), 470-481.
- Jensen, M. (1968). The performance of mutual funds in the period 1945–1964. *Journal of Finance*, 23(2), 389-416.
- Jiang, G. J., Yao, T., et Yu, T. (2007). Do mutual funds time the market? Evidence from portfolio holdings. *Journal of Financial Economics*, 86(3), 724-758.
- Kacperczyk, M., Sialm, C., et Zheng, L. (2005). On the industry concentration of actively managed equity mutual funds. *Journal of Finance*, 60(4), 1983-2011.
- Kacperczyk, M., Sialm, C., et Zheng, L. (2008). Unobserved actions of mutual funds. *Review of Financial Studies*, 21(6), 2379-2416.
- Kanamura, T., et Ōhashi, K. (2009). Pricing summer day options by good-deal bounds. *Energy Economics*, 31(2), 289-297.
- Kothari, S. P., et Warner, J. B. (2001). Evaluating mutual fund performance. *Journal of Finance*, 56(5), 1985-2010.
- Kuenzi, D. E. (2003). Strategy benchmarks. *Journal of Portfolio Management*, 29(2), 46-56.
- Lehmann, B. N., et Modest, D. M. (1987). Mutual fund performance evaluation: A comparison of benchmarks and benchmark comparisons. *Journal of Finance*, 42(2), 233-265.

- MacKinlay, A. C. (1995). Multifactor models do not explain deviations from the CAPM. *Journal of Financial Economics*, 38(1), 3-28.
- Martin, I. W. R. (2012). Consumption-based asset pricing with higher cumulants. *Review of Economic Studies*, 80(2), 745-773.
- Mason, A., McGroarty, F., et Thomas, S. (2012). Style analysis for diversified US equity funds. *Journal of Asset Management*, 13(3), 170-185.
- Prather, L., Bertin, W. J., et Henker, T. (2004). Mutual fund characteristics, managerial attributes, and fund performance. *Review of Financial Economics*, 13(4), 305-326.
- Rios, A. D., et Garcia, R. (2006). *Assessing and valuing the non-linear structure of hedge fund returns* : Bank of Canada.
- Roll, R. (1978). Ambiguity when performance is measured by the securities market line. *Journal of Finance*, 33(4), 1051-1069.
- Ross, S. A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13(3), 341-360. doi:[https://doi.org/10.1016/0022-0531\(76\)90046-6](https://doi.org/10.1016/0022-0531(76)90046-6).
- Ross, S. A. (2005). Mutual fund separation in financial theory—the separating distributions. Dans *Theory of Valuation* (p. 309-356): World Scientific.
- Sensoy, B. A. (2009). Performance evaluation and self-designated benchmark indexes in the mutual fund industry. *Journal of Financial Economics*, 92(1), 25-39.
- Sharpe, W. F. (1966). Mutual fund performance. *The Journal of Business*, 39(1), 119-138.
- Sharpe, W. F. (1992). Asset allocation: Management style and performance measurement. *Journal of Portfolio Management*, 18(2), 7-19.
- Simons, K. (1998). Risk-adjusted performance of mutual funds. *New England Economic Review*, 9, 33-48.
- Söderlind, P. (1999). An interpretation of SDF based performance measures. *Review of Finance*, 3(2), 233-237.
- Treynor, J., et Mazuy, K. (1966). Can mutual funds outguess the market. *Harvard Business Review*, 44(4), 131-136.
- Treynor, J. L. (1965). How to rate management of investment funds. *Harvard Business Review*, 43(1), 63-75.
- Wermers, R. (2000). Mutual fund performance: An empirical decomposition into stock-picking talent, style, transactions costs, and expenses. *Journal of Finance*, 55(4), 1655-1695.

Annexes

Tableau 1 : Sommaire statistique des rendements mensuels des fonds mutuels et des portefeuilles de référence

Le tableau 1 montre les statistiques descriptives des rendements mensuels de 2791 fonds mutuels américains gérés activement (Panel A) ainsi que les rendements mensuels des trois ensembles de portefeuilles de référence (Panel B). Les données sur les rendements concernent la période de 1984 à 2016. Les statistiques descriptives comportent la moyenne, l'écart-type, le minimum, le maximum et les différents percentiles des distributions. Les portefeuilles de référence incluent les dix portefeuilles d'industries qui sont : les biens non durables (NoDur), biens durables (Durbl), manufacturier (Manuf), énergie (Enrgy), haute technologie (HiTec), Télécommunication (Telcm), Commerce (Shops), Santé (Hlth), Service (Utils) ainsi que d'autres secteurs (Others), les cinq fonds négociés en bourse qui comprennent : SPY (S&P 500), MDY (S&P Mid-cap 400), IJR (S&P Small-cap 600), QQQ (Nasdaq 100), et le IYR (Dow Jones US Real Estate), et les onze fonds indiciels Vanguard : NAESX (Vanguard Small Cap Index Inv), VBINX (Vanguard Balanced Index Inv), VEIEX (Vanguard Emerging Mkts Stock Idx Inv), VEURX (Vanguard European Stock Index Investor), VEXMX (Vanguard Extended Market Index Investor), VFINX (Vanguard 500 Index Investor), VIMSX (Vanguard Mid Cap Index Investor), VISGX (Vanguard Small Cap Growth Index Inv), VISVX (Vanguard Small Cap Value Index Inv), VPACX (Vanguard Pacific Stock Index Investor), VVIAX (Vanguard Value Index Adm). Les rendements sur le taux sans risque sont basés sur les bons du Trésor à 1 mois.

Panel A : Sommaire statistique des rendements des fonds mutuels				
	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Moyenne	0,750	5,237	-19,963	16,388
Écart-type	0,306	1,551	5,779	7,766
Max	2,097	16,921	0,000	89,667
99%	1,442	10,364	-4,977	41,579
95%	1,146	8,065	-12,810	32,585
90%	1,050	7,072	-14,433	27,063
75%	0,913	5,895	-16,568	18,581
Médiane	0,768	4,917	-19,381	14,088
25%	0,625	4,314	-22,874	11,453
10%	0,434	3,870	-26,297	9,970
5%	0,287	3,491	-28,950	9,076
1%	-0,114	1,565	-36,895	5,201
Min	-4,833	0,150	-100,000	0,493

Panel B : Sommaire statistique des rendements des portefeuilles de référence

	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
NoDur	1,166	4,110	-21,030	14,630
Durbl	0,869	6,815	-32,630	42,630
Manuf	1,069	4,932	-27,330	17,510
Enrgy	1,027	5,380	-18,330	19,030
HiTec	0,985	6,892	-26,010	20,780
Telecm	0,997	5,076	-16,220	21,340
Shpos	1,051	4,902	-28,250	13,280
Hlth	1,140	4,659	-20,460	16,470
Utils	0,949	3,942	-12,650	11,720
Other	0,951	5,165	-23,600	16,420
IYR	0,987	6,137	-31,200	29,510
IJR	0,956	5,403	-20,190	17,450
MDY	1,055	5,021	-21,740	14,820
QQQ	0,699	7,275	-26,410	24,980
SPY	0,814	4,164	-16,790	10,890
NAESX	0,874	5,646	-32,203	18,254
VBINX	0,667	2,587	-11,593	6,978
VEIEX	0,664	6,781	-27,667	18,266
VEURX	0,643	5,055	-21,772	14,048
VEXMX	0,985	5,170	-21,508	15,838
VFINX	0,941	4,326	-21,727	13,267
VIMSX	0,896	5,140	-21,927	14,180
VISGX	0,846	6,005	-22,149	20,996
VISVX	0,856	5,483	-21,090	19,760
VPACX	0,344	5,491	-18,397	20,735
VVIAX	0,842	4,233	-16,552	10,393
RF	0,299	0,231	0,000	1,000

Tableau 2 : Matrices de corrélations pour les portefeuilles de référence

Ce tableau présente les matrices de corrélation des rendements des portefeuilles de références (les dix portefeuilles d'industries, les cinq fonds négociés en bourse et les onze fonds indiciels Vanguard). Les données couvrent la période entre 1984 à 2016. Les coefficients de corrélation affichés dans ce tableau sont calculés sur la base de la formule de Pearson et sont interprétés comme étant le degré de présence (ou absence) d'une relation linéaire significative entre les variables étudiées. Nous identifions les portefeuilles examinés dans ce tableau par les mêmes descriptifs développés dans le tableau 1.

	NoDur	Durbl	Manuf	Enrgy	HiTec	Telcm	Shops	Hlth	Utils	Other
NoDur	1,000	0,569	0,750	0,437	0,476	0,617	0,764	0,742	0,553	0,745
Durbl		1,000	0,842	0,478	0,648	0,604	0,725	0,487	0,345	0,800
Manuf			1,000	0,625	0,726	0,665	0,816	0,655	0,441	0,875
Enrgy				1,000	0,405	0,439	0,408	0,377	0,511	0,539
HiTec					1,000	0,644	0,685	0,532	0,200	0,664
Telcm						1,000	0,667	0,573	0,434	0,700
Shops							1,000	0,654	0,351	0,815
Hlth								1,000	0,444	0,679
Utils									1,000	0,470
Other										1,000

	IYR	IJR	MDY	QQQ	SPY
IYR	1,000	0,683	0,695	0,435	0,636
IJR		1,000	0,952	0,741	0,868
MDY			1,000	0,772	0,900
QQQ				1,000	0,818
SPY					1,000

	NAESX	VBINX	VEIEX	VEURX	VEXMX	VFINX	VIMSX	VISGX	VISVX	VPACX	VVIAX
NAESX	1,000	0,871	0,743	0,715	0,969	0,833	0,927	0,974	0,942	0,542	0,792
VBINX		1,000	0,765	0,826	0,906	0,977	0,939	0,865	0,867	0,639	0,929
VEIEX			1,000	0,775	0,761	0,745	0,800	0,751	0,728	0,742	0,723
VEURX				1,000	0,736	0,805	0,821	0,760	0,767	0,676	0,815
VEXMX					1,000	0,859	0,936	0,962	0,887	0,567	0,798
VFINX						1,000	0,918	0,811	0,840	0,579	0,956
VIMSX							1,000	0,914	0,918	0,725	0,891
VISGX								1,000	0,887	0,659	0,743
VISVX									1,000	0,640	0,864
VPACX										1,000	0,615
VVIAX											1,000

Tableau 3 : Sommaire statistique du désaccord des investisseurs dans l'évaluation de la performance

Le tableau 3 présente les statistiques sur la distribution transversale du désaccord des investisseurs selon la mesure de Chrétien et Kammoun (2017). Il fournit la moyenne, l'écart-type et certains percentiles des distributions des valeurs estimées des désaccords (colonnes nommées Valeur) et leurs statistiques-t correspondantes (colonnes nommées statistiques-t) pour les trois ensembles de portefeuilles de référence suivants : **les dix portefeuilles d'industrie** (les biens non durables, biens durables, manufacturier, énergie, haute technologie, Télécommunication, Commerce, Santé, Service ainsi que d'autres secteurs), **les cinq fonds négociés en bourse** (SPY, MDY, IJR, QQQ, et le IYR), **les onze fonds indiciels Vanguard** (NAESX, VBINX, VEIEX, VEURX, VEXMX, VFINX, VIMSX, VISGX, VISVX, VPACX, VVIAX). Le tableau présente également la statistique-t des moyennes transversales des désaccords estimés pour chaque ensemble de portefeuilles de référence. Le taux sans risque correspond au taux de rendement des bons du Trésor à un mois. Le ratio de Sharpe maximal correspond au ratio tel que défini dans la section 4.3.1. Toutes les informations sont présentées en pourcentage (à l'exception des statistiques-t) et s'appuient sur les données des rendements mensuels pour la période 1984-2016 (voir détail dans la section des données).

	10 portefeuilles d'industrie		5 Fonds négociés en Bourse		11 Fonds indiciels Vanguard	
	Valeur	Statistique-t	Valeur	Statistique-t	Valeur	Statistique-t
Moyenne	0,881	4,579	0,442	4,366	0,602	4,385
Écart-type	0,626	1,001	0,336	1,086	0,437	1,082
Statistique-t	323,06		212,96		247,17	
Maximum	8,556	10,559	7,194	9,602	9,108	10,285
99%	3,494	7,071	1,838	7,024	2,519	7,007
95%	2,028	6,262	0,901	6,145	1,281	6,166
90%	1,565	5,864	0,723	5,738	0,999	5,735
75%	1,070	5,228	0,512	5,071	0,701	5,078
Médiane	0,709	4,548	0,365	4,346	0,499	4,371
25%	0,484	3,898	0,269	3,654	0,367	3,677
10%	0,365	3,338	0,205	3,045	0,270	3,070
5%	0,314	3,005	0,172	2,66	0,218	2,672
1%	0,236	2,329	0,08	1,726	0,114	1,707
Minimum	0,014	0,267	0,005	0,179	0,006	0,122

Tableau 4 : Sommaire statistique du désaccord des investisseurs pour la période 2000-2016

Le tableau 4 présente les statistiques sur la distribution transversale du désaccord des investisseurs selon la mesure de Chrétien et Kammoun (2017). Il fournit la moyenne, l'écart-type et certains percentiles des distributions des valeurs estimées des désaccords (colonnes nommées Valeur) et leurs statistiques-t correspondantes (colonnes nommées statistiques-t) pour les trois ensembles de portefeuilles de référence suivants : les dix portefeuilles d'industrie, les cinq fonds négociés en bourse, les onze fonds indiciels Vanguard. Le tableau présente également la statistique-t des moyennes transversales des désaccords estimés pour chaque ensemble de portefeuilles de référence. Le taux sans risque correspond au taux de rendement des bons du Trésor à un mois. Le ratio de Sharpe maximal correspond au ratio tel que défini dans la section 4.3.1. Toutes les informations sont présentées en pourcentage (à l'exception des statistiques-t) et s'appuient sur les données des rendements mensuels pour la période 2000-2016 (voir détail dans la section des données).

	10 portefeuilles d'industrie		5 Fonds négociés en Bourse		11 Fonds Vanguard	
	Valeur	Statistique-t	Valeur	Statistique-t	Valeur	Statistique-t
Moyenne	0,578	4,491	0,442	4,366	0,511	4,330
Écart-type	0,390	0,977	0,336	1,086	0,367	1,084
Statistique-t	238,73		212,96		224,91	
Maximum	6,778	9,576	7,194	9,602	7,104	10,285
99%	1,981	6,951	1,838	7,024	2,138	6,954
95%	1,081	6,135	0,901	6,145	1,005	6,111
90%	0,921	5,738	0,723	5,738	0,798	5,678
75%	0,719	5,122	0,512	5,071	0,589	5,020
Médiane	0,498	4,465	0,365	4,346	0,438	4,319
25%	0,346	3,816	0,269	3,654	0,327	3,629
10%	0,264	3,285	0,205	3,045	0,243	3,016
5%	0,228	2,958	0,172	2,660	0,196	2,618
1%	0,172	2,347	0,080	1,726	0,091	1,571
Minimum	0,055	1,014	0,005	0,179	0,005	0,000