

Louvain School of Management

Performance des fonds mixtes actifs européens : allocation stratégique, expositions factorielles et compétence des gérants

Une analyse return-based sur 26 fonds UCITS
(2015-2024)

Auteur : Bruno Vermeulen
Promoteur : Pr. Philippe Grégoire
Année académique 2025 - 2026
Travail de fin d'études (TFE) en vue d'obtenir le titre de Master en
Ingénieur de Gestion, finalité International Finance
Horaire de jour

DECLARATION

STATEMENTS ON YOUR USE OF GENERATIVE AI

Confirm the following statements:

Statements on responsible use of generative AI	Confirmation: Yes
The content of my/our master's thesis is my/our original input, even if I/we used generative AI to help prepare it.	☒
I/we master the theories, tools and methods that I/we use for the thesis.	☒
I/we verified that the output presented in the thesis is accurate and valid, and that it contains no hallucination, no false reference, etc.	☒
I/we acknowledge that I/we master the final output and that I am/we are able to explain it and answer questions about it.	☒

SIGNATURE

Sign your declaration:

Author last name, first name(s)	Date	Signature
1 Vermeulen Bruno	23/05/2026	

Préface

Chers lecteurs,

Ce mémoire est l'aboutissement de mes recherches et parachève ainsi mon master en ingénieur de gestion, à finalité spécialisée International Finance, à l'UCLouvain. Il porte sur l'analyse des déterminants de la performance des fonds mixtes actifs européens. À travers cette étude, j'ai cherché à comprendre dans quelle mesure la performance des fonds d'investissement peut être expliquée par l'allocation stratégique d'actifs, le style d'investissement et la sélection de titres, au-delà des effets du hasard. En mobilisant différents outils issus de la littérature académique financière, notamment les modèles de Brinson-Hood-Beebower, le CAPM, les modèles multifactoriels de Fama-French et Carhart, cette recherche met en évidence le rôle central de l'allocation stratégique dans l'explication de la performance des fonds. Les résultats soulignent également les limites de la persistance de performance et la difficulté, pour les gérants actifs, de générer durablement un alpha statistiquement significatif.

Au-delà des résultats empiriques, ce mémoire est le fruit d'un parcours académique et professionnel qui en a directement nourri la réflexion. Mon semestre d'échange à la Copenhagen Business School m'a initié aux biais comportementaux et à leur rôle dans l'interprétation de la performance financière. Mon stage à la Banque Transatlantique Belgium m'a quant à lui confronté concrètement aux questions d'attribution de performance que ce mémoire analyse, en me donnant accès aux terminaux Bloomberg et aux données nécessaires à sa réalisation.

Je tiens à exprimer mes sincères remerciements à mon promoteur, le Professeur Philippe Grégoire, pour son accompagnement et ses conseils. Ses remarques ont été précieuses dans la conduite de cette recherche.

J'adresse également mes remerciements à la Banque Transatlantique Belgium pour l'accès aux outils nécessaires à ce mémoire, ainsi qu'à tous les membres de l'équipe de gestion qui ont pris le temps d'échanger avec moi et de nourrir ma réflexion académique et professionnelle.

Enfin, je souhaite remercier mes proches, ma famille et toutes les personnes qui m'ont soutenu durant mes études et tout au long de la réalisation de ce mémoire. Leur confiance, leur encouragement et leur présence ont joué un rôle essentiel dans l'aboutissement de ce travail.

*Bruno Vermeulen
Bruxelles, mai 2026*

Table des matières

Préface	i
Introduction	1
I CADRE THÉORIQUE ET REVUE DE LA LITTÉRATURE	
1 Sources de performance et déterminants des rendements des fonds d'investissement	4
1.1 Rôle de l'allocation d'actifs dans la performance des portefeuilles	4
1.2 Influence du style d'investissement sur les rendements	4
1.3 Contribution de la sélection de titres et capacité à générer de l'alpha	5
1.4 Synthèse : hiérarchie des sources de performance dans la littérature	5
2 Mesure de la performance ajustée au risque	7
2.1 Indicateurs classiques de performance ajustée du risque	7
2.2 Limites et biais des mesures traditionnelles	7
2.3 Apports des modèles multifactoriels dans l'évaluation de la performance	8
3 Hasard ou compétence ? Persistance de la performance	9
3.1 Distinction entre chance et compétence dans la performance des gérants	9
3.2 Méthodes statistiques pour détecter la compétence réelle	9
3.3 Persistance des performances et robustesse des conclusions empiriques	9
4 Biais comportementaux dans l'évaluation de la performance	11
II MÉTHODOLOGIE ET RECHERCHE DE DONNÉES	
5 Cadre de l'étude et hypothèses	13
5.1 Définition de la question de recherche et des objectifs	13
5.2 Hypothèses centrales	13
5.3 Architecture analytique globale	14
6 Données et échantillon de fonds mixtes	15
6.1 Description de l'échantillon	15
6.2 Sources de données et collecte	15
6.3 Traitement des données et construction des variables	16
7 Modèles d'analyse explicative de la performance	17
7.1 Pouvoir explicatif de l'allocation stratégique (cadre BHB-inspired)	17
7.2 Modèles factoriels : CAPM, Fama-French et Carhart	17
7.3 Analyse de style returns-based (Sharpe, 1992)	18
8 Tests statistiques de compétence, persistance et robustesse	19
8.1 Tests de compétence et approche bootstrap	19
8.2 Tests de persistance des performances	19
8.3 Tests de robustesse	19

III ANALYSE EMPIRIQUE ET PERFORMANCES DES FONDS

9 Résultats de l'analyse explicative de la performance	21
9.1 Statistiques descriptives de l'échantillon	21
9.2 H1 - Décomposition de la variance par l'allocation stratégique	22
9.3 H2 - Style d'investissement et expositions factorielles	24
9.4 Mesures de performance ajustée du risque	26
10 Évaluation de la compétence, persistance et hasard	27
10.1 H3 - Alpha Carhart et absence de rendement résiduel significatif	27
10.2 H4 - Analyse bootstrap : hasard versus compétence	28
10.3 H5 - Tests de persistance et phénomène de retour à la moyenne	30
10.4 Synthèse des sources de performance	32

IV DISCUSSION CRITIQUE ET IMPLICATIONS

11 Discussion des résultats et limites de l'étude	34
11.1 Interprétation au regard des hypothèses initiales	34
11.2 Confrontation avec la littérature existante	34
11.3 Rôle des biais comportementaux dans l'interprétation de la performance	35
11.4 Limites de l'étude	35
11.5 Pistes pour de futures recherches	36
12 Implications managériales et décisionnelles	37
12.1 Implications pour les gérants de fonds	37
12.2 Implications pour les investisseurs et allocataires d'actifs	37
Conclusion générale	39
Annexes	40
Annexe A - Composition de l'échantillon	40
Annexe B - Liste des abréviations	41
Bibliographie	42

Introduction

La question de la performance des gérants actifs constitue l'un des débats les plus anciens et les plus persistants de la finance de marché. Depuis les travaux précurseurs de JENSEN (1968), qui concluait à l'incapacité des fonds communs à surperformer systématiquement leur benchmark net de frais, jusqu'aux études récentes de FAMA et FRENCH (2010) sur la distinction entre chance et compétence, la littérature empirique a progressivement affiné sa compréhension des sources de performance. Ce débat n'est pas purement académique : il engage directement les choix d'allocation des investisseurs institutionnels et particuliers, pour lesquels la sélection d'un gérant actif représente un coût explicite sous forme de frais de gestion, dont la contrepartie en termes de valeur ajoutée doit être rigoureusement évaluée.

L'industrie de la gestion d'actifs repose sur un postulat implicite : les gérants actifs sont capables d'identifier des opportunités que les marchés n'ont pas encore pleinement incorporées dans les prix. Pourtant, les données empiriques accumulent les preuves d'un constat plus nuancé. Les travaux de CARHART (1997) ont montré que la persistance apparente des performances s'expliquait en grande partie par les expositions factorielles et non par une compétence propre au gérant. FAMA et FRENCH (2010), dans la continuité de KOSOWSKI et al. (2006) et BARRAS et al. (2010), établissent que la distribution des alphas de fonds est largement compatible avec une génération aléatoire, et qu'une fraction réduite seulement des gérants présente un alpha véritablement positif après frais.

Dans ce contexte, le présent mémoire analyse, sur un échantillon de 26 fonds mixtes actifs européens sur la période janvier 2015 – décembre 2024 (120 observations mensuelles), dans quelle mesure la performance observée peut être expliquée à trois sources distinctes : l'allocation stratégique entre classes d'actifs, les expositions aux facteurs de style, et la sélection active de titres. La question centrale est la suivante :

Dans quelle mesure la performance des fonds mixtes actifs domiciliés en Europe peut-elle être expliquée par l'allocation stratégique entre classes d'actifs, les expositions aux facteurs de style et la sélection active de titres, et dans quelle mesure cette performance, une fois ajustée du risque, excède-t-elle ce que le hasard peut produire ?

Cette question mobilise cinq hypothèses empiriques.

L'hypothèse H1 postule que l'allocation stratégique constitue le principal déterminant de la variance des rendements, conformément aux résultats fondateurs de BRINSON et al. (1986).

L'hypothèse H2 interroge la contribution incrémentale des expositions aux facteurs de style au-delà de l'allocation.

L'hypothèse H3 teste la nullité statistique de l'alpha (= rendement résiduel non expliqué par les facteurs retenus) utilisé comme proxy de la gestion active dans le cadre du modèle CARHART (1997).

L'hypothèse H4 évalue si la distribution des alphas est compatible avec une génération purement aléatoire, via une approche bootstrap.

Enfin, l'hypothèse H5 interroge la persistance des performances ajustées du risque dans le temps.

L'analyse empirique repose sur trois approches méthodologiques complémentaires. La première mesure le pouvoir explicatif de l'allocation stratégique via la régression des rendements du fonds sur un benchmark stratégique passif construit dans l'esprit de BRINSON et al. (1986, 1991). Cette approche, qui mesure le pouvoir explicatif d'un benchmark stratégique fixe sur les rendements observés, s'inscrit dans la logique returns-based de SHARPE (1992) plutôt que dans le cadre BHB strict, qui requerrait les pondérations tactiques effectives et les rendements actifs par classe d'actifs, indisponibles dans cet échantillon. La deuxième mobilise des modèles factoriels multivariés (CAPM, Fama-French 3F, Carhart 4F) pour identifier les expositions systématiques aux

primes de risque et estimer le rendement résiduel comme proxy de la gestion active. La troisième est une analyse de style returns-based par optimisation quadratique sous contraintes, permettant de reconstruire les expositions de style effectives indépendamment des allocations déclarées. Ces trois approches s'inscrivent dans la logique returns-based développée par SHARPE (1992), conçue précisément pour identifier les expositions effectives d'un fonds à partir des seuls rendements observés, sans accès aux compositions effectives du portefeuille, étant une contrainte commune à l'ensemble de cette étude. Elles convergent vers une même hiérarchie des déterminants de la performance.

Le mémoire s'organise en quatre parties. La première établit le cadre théorique sur les trois sources de performance, la mesure de la performance ajustée du risque, la distinction entre hasard et compétence, et les biais comportementaux dans l'évaluation des fonds. La deuxième partie présente la méthodologie, les données et les hypothèses formelles. La troisième expose les résultats empiriques de l'analyse explicative, des tests d'alpha et de persistance. La quatrième discute les résultats au regard de la littérature et en tire les implications managériales.

PARTIE I

Cadre théorique et revue de la littérature

Sources de performance et déterminants des rendements des fonds d'investissement

1.1 Rôle de l'allocation d'actifs dans la performance des portefeuilles

La littérature sur l'attribution de performance établit depuis longtemps que l'allocation d'actifs constitue le déterminant principal de la performance des portefeuilles diversifiés. Les travaux fondateurs de BRINSON et al. (1986), puis de BRINSON et al. (1991), montrent que l'essentiel de la variabilité dans le temps des rendements des fonds de pension américains s'explique par leur politique d'allocation stratégique. En comparant les performances des fonds à celles d'un portefeuille de référence qui reproduit simplement leurs allocations stratégiques déclarées, BHB obtiennent un coefficient de détermination moyen de 93,6 %. Ce chiffre révèle que la quasi-totalité de la variation des rendements s'explique par le simple choix des grandes classes d'actifs. Autrement dit, la manière dont on répartit son portefeuille entre actions, obligations et autres catégories pèse bien plus lourd que les tentatives de jouer sur le timing de marché ou la sélection de titres individuels.

Cette conclusion a cependant été fréquemment surinterprétée. Comme le soulignent IBBOTSON et KAPLAN (2000), la part de performance expliquée par l'allocation dépend de la question posée. Dans une logique intra-portfeuille, l'allocation constitue le principal déterminant de la variance des rendements dans le temps, comme l'ont établi BRINSON et al. (1986). En revanche, lorsqu'il s'agit d'expliquer les écarts de performance entre fonds à un instant donné, son poids relatif est nettement plus faible. JAHNKE (1997) critique précisément cet usage abusif, en rappelant que les résultats de Brinson portent sur la variabilité des rendements et non sur la création de valeur relative entre gérants.

La littérature souligne également que l'allocation ne peut être évaluée sans considérer le risque pris. ANKRIM (1992) montre qu'une partie de la surperformance attribuée à l'allocation peut en réalité être interprétée comme le reflet d'une exposition supérieure au risque global du marché. De même, BERTRAND et ROUSSEAU (2005) rappellent que les approches traditionnelles d'attribution, étant centrées sur les pondérations, peuvent sous-estimer la rationalité d'un gérant qui s'écarte d'un benchmark pour améliorer le couple rendement-risque. Dans des fonds mixtes, l'allocation constitue le socle fondamental de la performance, parce qu'elle détermine l'exposition fondamentale aux différentes classes d'actifs. Elle ne saurait toutefois être interprétée isolément, car son effet se combine aux expositions de style et aux décisions de sélection. L'enjeu n'est donc pas seulement de constater son importance, mais de la mesurer sans confondre choix stratégique, prise de risque et compétences.

1.2 Influence du style d'investissement sur les rendements

Au-delà de l'allocation entre classes d'actifs, une part substantielle de la performance des fonds provient de leur exposition systématique à certains styles d'investissement. De fait, la littérature désigne par là des biais persistants vers des caractéristiques rémunérées des titres. La taille, la valorisation ou le momentum font partie des facteurs analysés les plus documentés. Ces expositions ne relèvent pas nécessairement d'une compétence discrétionnaire ; elles peuvent simplement traduire l'adoption stable d'un profil factoriel.

Les travaux de FAMA et FRENCH (1993) montrent que le seul facteur de marché du Capital Asset Pricing Model (CAPM) ne suffit pas à expliquer les rendements observés. L'ajout des facteurs taille (SMB : *Small Minus Big*) et valeur (HML : *High Minus Low*) améliore significativement le pouvoir explicatif des modèles. CARHART (1997) complète ce cadre par l'introduction du momentum (MOM), confirmant que des styles systématiques captent

une part importante des rendements attribués auparavant à la gestion active. Cette évolution méthodologique modifie l'évaluation de la performance des fonds. C'est ainsi qu'une surperformance observée ne peut plus être interprétée comme de la compétence tant que les expositions factorielles n'ont pas été neutralisées.

Dans cette perspective, l'analyse de style returns-based développée par SHARPE (1992) constitue une contribution décisive. Son objectif est de reconstruire *ex post* le portefeuille de styles qui explique le mieux les rendements d'un fonds par optimisation quadratique sous contraintes. Cette méthode permet de distinguer plus clairement ce qui relève d'un positionnement systématique de ce qui pourrait relever d'une véritable valeur ajoutée du gérant. Les recherches de DANIEL et al. (1997) confirment que l'essentiel de la performance s'explique par les caractéristiques observables des portefeuilles plutôt que par une capacité autonome de sélection. WERMERS (2000) montre qu'une part significative de la surperformance brute provient d'expositions passives à des styles rémunérés. Le style d'investissement occupe donc une position intermédiaire entre allocation et sélection. C'est précisément cette logique returns-based, servant à identifier les expositions effectives à partir des seuls rendements, sans accès aux données de composition des portefeuilles, qui fonde l'architecture méthodologique de la présente étude.

1.3 Contribution de la sélection de titres et capacité à générer de l'alpha

La sélection de titres constitue le noyau conceptuel dans le domaine de la gestion active. Elle traduit la capacité du gérant à identifier des titres sous-évalués, ou à éviter ceux dont le rendement futur sera inférieur à celui anticipé. En termes empiriques, cette compétence est appréhendée par l'alpha, défini comme la fraction du rendement qui subsiste après neutralisation des expositions systématiques pertinentes. JENSEN (1968) formalise cette mesure dans le cadre du CAPM. Il définit l'alpha comme l'écart entre le rendement observé et le rendement attendu compte tenu du bêta du portefeuille.

Or, les travaux existants montrent que cette capacité est, en moyenne, faible, voire difficile à isoler. DANIEL et al. (1997) développent l'idée que la surperformance de nombreux fonds disparaît en grande partie lorsque l'on contrôle les caractéristiques des titres détenus. Leur décomposition entre style, sélection et timing suggère que la contribution moyenne de la sélection est limitée, tandis que la capacité de timing est quasi inexistante. WERMERS (2000) nuance ce diagnostic en montrant que les titres effectivement détenus par les fonds surperforment légèrement le marché en brut. Néanmoins, cet avantage est largement absorbé par les frais de gestion et les coûts de transaction.

La littérature plus récente renforce encore cette prudence. FAMA et FRENCH (2010), ainsi que BARRAS et al. (2010), montrent qu'après correction des biais statistiques et des tests multiples, seule une fraction réduite des fonds présente un alpha véritablement positif après frais. L'enjeu est de distinguer un alpha véritablement créateur de valeur d'une rémunération implicite d'un risque supplémentaire non contrôlé. ANKRIM (1992) indique qu'un portefeuille plus agressif que son benchmark peut avoir une surperformance attribuée à sa sélection, dans le cas où aucun ajustement du risque global n'aurait été fait. La sélection de titres ne peut être analysée comme une source autonome de performance qu'après neutralisation des expositions d'allocation, des biais de style et des primes de risque associées.

1.4 Synthèse : hiérarchie des sources de performance dans la littérature

La littérature hiérarchise clairement les sources de performance des fonds. L'allocation d'actifs apparaît comme la composante la plus structurante, dans la mesure où elle détermine l'exposition fondamentale du portefeuille aux grandes classes d'actifs. Les effets de style constituent un second niveau d'analyse en termes de performance. Ils expliquent une part importante des rendements observés et captent souvent ce qui était auparavant interprété comme de la gestion active. La sélection de titres, quant à elle, demeure la composante la plus étroitement associée à la compétence du gérant. Elle est aussi la plus difficile à isoler empiriquement et la plus fragile une fois les coûts, le risque et les facteurs contrôlés.

Autrement dit, la performance observée d'un fonds ne peut être assimilée à sa seule qualité de gestion. Cette hiérarchie fonde directement la problématique du présent mémoire : dans quelle mesure la performance des fonds peut être expliquée par l'allocation, le style et la sélection, tout en évitant de confondre alpha véritable, exposition factorielle et simple hasard.

Mesure de la performance ajustée au risque

2.1 Indicateurs classiques de performance ajustée du risque

L'évaluation de la performance d'un fonds ne peut être conduite sans référence au risque supporté pour l'obtenir. Les indicateurs classiques de performance ajustée du risque ont précisément été conçus pour rapporter le rendement à une mesure de risque et fournir une première lecture comparative de l'efficacité de gestion. Le ratio de Sharpe (SHARPE, 1966) mesure le rendement excédentaire par unité de volatilité totale :

$$S = \frac{R_p - R_f}{\sigma_p} \quad (2.1)$$

Dans le contexte de fonds mixtes, ce ratio est particulièrement utile pour comparer des fonds dont les allocations entre classes d'actifs sont hétérogènes, dans la mesure où il rapporte la performance à la volatilité totale du portefeuille.

L'alpha de Jensen (JENSEN, 1968) mesure l'écart entre le rendement observé et celui attendu compte tenu du bêta du portefeuille dans le cadre du CAPM :

$$\alpha_p = R_p - [R_f + \beta_p(R_m - R_f)] \quad (2.2)$$

Cet indicateur constitue le point de départ de l'analyse de la sélection active dans ce mémoire, avant d'être complété par les modèles multifactoriels de Fama-French et Carhart.

Ces indicateurs conservent une forte utilité académique. Ils offrent une base standardisée d'évaluation et restent largement mobilisés dans les reportings et les classements de fonds. Leur intérêt tient à leur simplicité et à leur lisibilité. Mais cette simplicité repose sur des hypothèses restrictives, telles que la stabilité des paramètres, la distribution relativement bien comportée des rendements et la pertinence du marché comme facteur dominant du risque. Dès lors, ces indicateurs doivent être considérés comme des outils de base. Ils constituent un point d'entrée, mais non un cadre suffisant pour attribuer rigoureusement la performance.

2.2 Limites et biais des mesures traditionnelles

Les mesures traditionnelles de performance ajustée du risque souffrent de trois limites majeures. Premièrement, elles reposent sur une représentation incomplète du risque. En réalité, la volatilité totale et le bêta de marché ne suffisent pas à résumer l'ensemble des expositions pertinentes d'un fonds, notamment lorsque celui-ci présente des biais persistants vers la taille, la valeur ou le momentum. À cela s'ajoute une limite plus fondamentale, soulevée par ROLL (1977) : le vrai portefeuille de marché, qui devrait inclure l'ensemble des actifs risqués, est empiriquement inobservable, ce qui rend tout test du CAPM tributaire du proxy de marché retenu. FAMA et FRENCH (2004) confirment sur le plan empirique que le CAPM est insuffisant pour rendre compte de la structure effective des rendements.

Deuxièmement, ces indicateurs supposent une relation stable et linéaire entre rendement et risque, hypothèse peu compatible avec la réalité des marchés. LO (2002) montre que l'interprétation du ratio de Sharpe devient problématique lorsque les rendements s'écartent de la normalité, notamment pendant les périodes de stress.

Troisièmement, les évaluations de performance sont vulnérables à des biais empiriques bien documentés. ELTON et al. (1996) montrent que le biais de survivance conduit à surestimer la performance moyenne des fonds

dès lors que les fonds disparus sont exclus de l'échantillon. Ce résultat justifie la prudence dans l'interprétation de tout échantillon constitué uniquement de fonds encore actifs.

2.3 Apports des modèles multifactoriels dans l'évaluation de la performance

Les modèles multifactoriels constituent une avancée décisive dans l'évaluation de la performance. Ils permettent de distinguer plus précisément ce qui relève d'une exposition systématique à des facteurs rémunérés de ce qui peut être attribué à une compétence propre du gérant. Le Capital Asset Pricing Model, formulé par SHARPE (1964), LINTNER (1965) et MOSSIN (1966), constitue le point de départ de cette démarche en reliant le rendement espéré au seul risque de marché. Son pouvoir explicatif s'est révélé insuffisant pour rendre compte des écarts de performance entre portefeuilles.

Le modèle à trois facteurs de FAMA et FRENCH (1993) corrige cette faiblesse en intégrant la taille (SMB : *Small Minus Big*) et la valeur (HML : *High Minus Low*). En outre, CARHART (1997) y ajoute le momentum (MOM). Ces modèles montrent qu'une part importante des surperformances observées sous un cadre unifactoriel disparaît dès lors que les styles d'investissement sont explicitement modélisés. L'intérêt de ces modèles dépasse la seule amélioration statistique. Ils modifient la signification même de l'alpha. Dans un cadre multifactoriel, l'alpha devient ainsi une mesure plus exigeante et plus crédible de la valeur ajoutée potentielle du gérant. C'est à ce titre que ces modèles constituent le socle méthodologique de toute analyse empirique sérieuse.

Hasard ou compétence ? Persistance de la performance

3.1 Distinction entre chance et compétence dans la performance des gérants

L'une des questions les plus sensibles en gestion d'actifs consiste à déterminer si une surperformance observée reflète une compétence réelle ou une simple réalisation favorable du hasard. Dans un univers composé de milliers de fonds, il est statistiquement inévitable que certains affichent des performances remarquables même en l'absence de talent particulier. L'observation *ex post* d'un bon résultat ne peut pas constituer une preuve suffisante de compétence. Cette confusion entre réalisation favorable et compétence réelle constitue l'écueil fondamental de toute évaluation naïve des gestionnaires.

Les premiers travaux, notamment JENSEN (1968), suggéraient déjà que les fonds, en moyenne, ne génèrent pas d'alpha positif après frais. CARHART (1997) a ensuite montré qu'une part importante des performances apparemment persistantes pouvait être expliquée par les styles d'investissement. La littérature récente durcit encore le diagnostic. FAMA et FRENCH (2010) montrent que la distribution des alphas est largement compatible avec l'hypothèse selon laquelle la plupart des fonds ne disposent pas d'un talent particulier après frais. BARRAS et al. (2010) concluent qu'une part substantielle des fonds performants correspond à des faux positifs. La compétence est rare et son identification est empiriquement exigeante.

3.2 Méthodes statistiques pour détecter la compétence réelle

La détection de la compétence suppose des outils statistiques capables de distinguer performance véritable et bruit aléatoire. Les tests traditionnels fondés sur la significativité de l'alpha estimé dans des modèles factoriels constituent une première étape, mais ils sont insuffisants dès lors que l'on multiplie les tests sur un grand nombre de fonds. Le problème des tests multiples conduit à ce qu'une part des alphas significatifs observés soit purement aléatoire. Ce phénomène de faux positifs s'intensifie à mesure que le nombre de fonds analysés augmente.

Pour remédier à cette limite, la littérature a développé des approches plus robustes. KOSOWSKI et al. (2006) utilisent des techniques de bootstrap pour construire une distribution empirique des performances attendues en l'absence de compétence. Cette méthode permet de vérifier si les meilleures performances observées excèdent réellement ce que le hasard peut produire. En appliquant cette démarche à un large univers de fonds américains, KOSOWSKI et al. (2006) identifient effectivement un sous-ensemble de gérants dont la performance semble excéder ce que le hasard seul peut expliquer. BARRAS et al. (2010) proposent une correction par le False Discovery Rate et ils estiment à environ 0,6 % la proportion effective de fonds réellement performants parmi ceux identifiés comme tels par les tests classiques. Ces développements impliquent que l'identification de la compétence ne peut plus reposer sur l'existence brute d'un alpha positif. Elle exige une démarche probabiliste, attentive à la distribution des résultats et à la possibilité de faux positifs.

3.3 Persistance des performances et robustesse des conclusions empiriques

La persistance constitue un critère complémentaire d'identification de la compétence. Si un gérant possède un avantage informationnel, cet avantage devrait se manifester par une certaine stabilité relative de la performance dans le temps. À l'inverse, une performance purement fortuite ne devrait pas se reproduire de manière systématique. Les premières études, telles que GRINBLATT et TITMAN (1992) ou BROWN et GOETZMANN (1995), mettent en évidence une certaine persistance des performances. Toutefois, CARHART (1997) montre que cette persistance s'atténue fortement une fois prises en compte les expositions factorielles, en particulier le momentum.

La littérature plus récente converge vers l'idée que la persistance positive est faible, souvent de court terme, et peu exploitable par les investisseurs (BOLLEN & BUSSE, 2005). À l'inverse, la persistance de la sous-performance semble plus marquée. Ceci suggère qu'il est plus facile d'identifier les mauvais gérants que les très bons. BERK et GREEN (2004) ajoutent une dimension économique importante. Lorsqu'une compétence existe, les flux de capitaux qu'elle attire tendent à réduire progressivement les opportunités d'alpha. La performance n'est donc pas seulement difficile à identifier, elle peut aussi s'éroder sous l'effet de sa propre reconnaissance par le marché.

Les conclusions relatives à l'allocation, au style ou à la sélection dépendent fortement du modèle retenu, de la période étudiée et de la méthode statistique mobilisée. Une surperformance mise en évidence sous CAPM peut disparaître sous un modèle de Fama-French ou de Carhart (CARHART, 1997). Une persistance observée sur une période donnée peut être propre à un régime de marché particulier (BOLLEN & BUSSE, 2005). La robustesse constitue dès lors un critère central de crédibilité empirique. Elle implique de ne pas traiter les résultats comme absolus, mais comme dépendants d'un dispositif d'estimation qu'il faut justifier, comparer et interpréter avec prudence.

Biais comportementaux dans l'évaluation de la performance

L'évaluation de la performance financière ne relève pas uniquement d'un problème statistique. Elle est également influencée par des biais cognitifs qui déforment systématiquement l'interprétation des résultats. Les travaux de TVERSKY et KAHNEMAN (1974) établissent que les individus s'appuient sur des heuristiques de jugement aux implications directes pour la sélection et l'évaluation des gérants.

Du côté des gérants, la surconfiance constitue le biais le plus documenté. ODEAN (1998) et BARBER et ODEAN (1998) montrent qu'elle conduit à surestimer la qualité de ses informations ou de son jugement, favorisant un excès de trading et une baisse de la performance nette. Le biais d'attribution développé par MILLER et ROSS (1975) amplifie ce mécanisme en conduisant les gérants à attribuer leurs succès à leur compétence et leurs échecs à des facteurs externes, retardant ainsi la remise en cause d'une stratégie inefficace. Le biais de recul mis en évidence par FISCHHOFF (1975) réduit quant à lui la place reconnue à l'incertitude et au hasard, deux éléments pourtant centraux dans l'évaluation rigoureuse d'un gérant.

Du côté des investisseurs, ces biais conduisent à surpondérer les performances récentes dans les décisions de souscription. SIRRI et TUFANO (1998) montrent que les flux de capitaux réagissent fortement aux performances passées, comportement cohérent avec les résultats de LAKONISHOK et al. (1994) qui documentent la tendance des investisseurs à extrapoler les performances récentes indépendamment de la valeur fondamentale. Cette extrapolation, amplifiée par les biais de représentativité et de confirmation, est particulièrement problématique dans le contexte des fonds mixtes actifs, où la complexité de la structure d'allocation rend la distinction entre hasard, style et compétence encore plus difficile à opérer pour l'investisseur non averti.

La finance comportementale présente ainsi un double intérêt dans ce mémoire : elle rappelle que la performance mesurée n'est pas automatiquement une performance correctement comprise, et complète l'analyse quantitative en montrant pourquoi allocation, style, sélection et hasard sont souvent mal distingués dans la pratique.

PARTIE II

Méthodologie et recherche de données

Cadre de l'étude et hypothèses

5.1 Définition de la question de recherche et des objectifs

La présente étude s'inscrit dans la tradition empirique initiée par BRINSON et al. (1986), qui établit la primauté de l'allocation stratégique comme déterminant de la variance des rendements des portefeuilles diversifiés. Sans disposer des données nécessaires à une attribution BHB stricte, cette étude adopte une approche returns-based qui mesure le pouvoir explicatif des expositions stratégiques à partir des seuls rendements observés, dans l'esprit d'IBBOTSON et KAPLAN (2000) et de SHARPE (1992). Cette approche returns-based est complétée par des modèles factoriels multivariés, dans la lignée de CARHART (1997) et FAMA et FRENCH (2010). Si ces travaux fondateurs portent principalement sur des fonds d'actions purs dans le contexte américain, la question de l'explication des sources de performance reste ouverte pour les fonds mixtes actifs européens, segment caractérisé par une structure d'allocation multi-classes d'actifs, un cadre réglementaire UCITS spécifique et un environnement de taux historiquement atypique sur la décennie 2015–2024. Ce segment demeure sous-représenté dans la littérature, ce qui constitue l'angle de contribution empirique central de ce mémoire. La restriction de l'analyse à cet univers s'inscrit dans les contraintes de données disponibles tout en constituant un choix analytique délibéré, permettant de tester la transférabilité des cadres existants à un contexte distinct. Les conclusions empiriques qui en découlent doivent être interprétées dans ce périmètre, toute généralisation à d'autres segments requérant une validation complémentaire.

La question de recherche centrale du présent mémoire, posée en introduction, implique deux sous-problématiques complémentaires. La première sous-problématique est explicative. Son objet est d'identifier la contribution relative de chacune des trois sources de performance à la variance totale des rendements. La seconde adopte une approche inférentielle. Cette sous-problématique vise à établir si le rendement résiduel (alpha Carhart), utilisé comme proxy de la gestion active, traduit une performance différentielle réelle ou relève d'une fluctuation purement aléatoire.

L'enjeu analytique est de ne pas confondre performance brute et création de valeur ajustée du risque, exposition factorielle et compétence, ou persistance apparente et talent reproductible. Ces distinctions, au cœur de la littérature académique depuis JENSEN (1968), restent empiriquement délicates à opérer, d'autant plus sur des fonds mixtes dont la structure d'allocation est par nature hybride.

5.2 Hypothèses centrales

Cinq hypothèses structurent l'analyse empirique. Elles s'inscrivent dans un ordre logique allant du plus global (niveau d'allocation) au plus spécifique (persistance dans le temps), permettant une réponse progressive et articulée à la question de recherche.

H1 – Pouvoir explicatif de l'allocation stratégique sur la variance des rendements

L'allocation stratégique entre classes d'actifs constitue le déterminant dominant de la variance des rendements des fonds. Formellement, le coefficient de détermination R^2 de la régression du rendement du fonds sur le rendement du benchmark stratégique (*policy return*) est attendu à un niveau supérieur à 70 % en moyenne sur l'échantillon. Ce niveau est compatible avec les ordres de grandeur documentés par BRINSON et al. (1986) et IBBOTSON et KAPLAN (2000). Ce R^2 mesure une part de variance expliquée et non une contribution économique à la création de valeur.

H2 – Contribution incrémentale du style

L'exposition aux facteurs de style de taille (SMB), de valorisation (HML) ou du momentum (MOM) apporte un pouvoir explicatif additionnel au-delà du seul facteur de marché. Formellement, les modèles Fama-French 3F et Carhart 4F présentent des R^2 supérieurs au CAPM, et les facteurs de style présentent des bêtas statistiquement différents de zéro pour une fraction notable des fonds.

H3 – Absence de rendement résiduel significatif dans le cadre factoriel Carhart

Le rendement résiduel après neutralisation des expositions systématiques, estimé par l'alpha du modèle CARHART (1997) et utilisé comme proxy de la gestion active différentielle, n'est pas statistiquement distinguable de zéro au seuil de 5 % pour la majorité des fonds de l'échantillon. Il convient de préciser que l'alpha de Carhart constitue une mesure du rendement inexpliqué par les facteurs de risque retenus, et non une mesure de la sélection intra-classe au sens strict de BHB (1986), laquelle requiert les rendements actifs réalisés par classe d'actifs.

H4 – Compatibilité avec une génération aléatoire

La distribution jointe des t-statistiques de l'alpha Carhart est compatible avec la distribution attendue sous l'hypothèse nulle de compétence nulle (bootstrap), conformément à la méthodologie de FAMA et FRENCH (2010). Formellement, les quantiles empiriques observés ne dévient pas significativement des quantiles simulés sous H_0 .

H5 – Absence de persistance positive de la performance ajustée du risque

La performance ajustée du risque ne persiste pas dans le temps. Formellement, la corrélation de rang de Spearman entre l'alpha annuel du fonds i en année t et l'alpha de l'année $t + 1$ n'est pas significativement positive. Une corrélation nulle serait compatible avec une absence de compétence managériale persistante. Une corrélation négative significative constituerait un résultat additionnel indicatif d'un phénomène de retour vers la moyenne, dont les implications seront discutées.

5.3 Architecture analytique globale

Ces cinq hypothèses correspondent à trois niveaux d'analyse emboîtés. Le premier niveau, correspondant aux hypothèses H1 et H2 est explicatif. Son but est de décomposer la variance des rendements entre l'allocation entre classes d'actifs, le style d'investissement et le résidu. Le deuxième niveau, répondant aux hypothèses H3 et H4 est inférentiel. Il vise à établir si le rendement résiduel (alpha) peut être interprété comme de la compétence ou s'il est compatible avec le hasard. Enfin, le troisième niveau, représentant l'hypothèse H5 est dynamique. Il évalue si les conclusions du niveau inférentiel se vérifient dans le temps par l'absence de persistance des performances.

Données et échantillon de fonds mixtes

6.1 Description de l'échantillon

L'échantillon est constitué de 26 fonds mixtes actifs de droit européen (catégorie UCITS), couvrant intégralement la période d'analyse de janvier 2015 à décembre 2024, soit 120 observations mensuelles par fonds et 3 120 observations totales. Les fonds, domiciliés en Belgique, au Luxembourg ou en Allemagne, adoptent une politique d'investissement mixte combinant actions et obligations européennes, avec des allocations stratégiques variables selon les mandats.

La période de janvier 2015 à décembre 2024 a été choisie pour plusieurs raisons. Elle couvre un cycle de marché de dix ans pour permettre des inférences statistiques robustes (120 observations par fonds). Durant cette période, les marchés ont été contrastés. Premièrement, les marchés ont traversé une phase de *bull market* soutenu par les politiques accommodantes de la BCE entre 2015 et 2019. Deuxièmement, la crise COVID-19 (mars–avril 2020) a constitué un choc exogène brutal. Troisièmement, entre 2020 et 2021, la reprise rapide s'est accompagnée d'un environnement de taux historiquement bas. Enfin, le retournement brutal lié au choc inflationniste et au resserrement monétaire (2022–2023) a précédé une stabilisation progressive en 2024. Cette diversité de régimes renforce la robustesse des inférences.

Les frais de gestion annuels (TER – *Total Expense Ratio*) s'établissent en moyenne à 1,20 % par an avec une médiane de 1,15 %. Trois fonds dont le TER exact n'était pas disponible sur Bloomberg, ont été imputés à la valeur médiane de l'échantillon. Dans l'analyse de la performance nette, les frais constituent un obstacle structurel à la génération d'alpha, puisque tout rendement actif doit dépasser ce seuil pour créer de la valeur pour l'investisseur.

6.2 Sources de données et collecte

Les données de rendements mensuels ont été collectées via Bloomberg pour les 26 fonds de l'échantillon, ainsi que pour les indices de référence mobilisés dans l'analyse. Les rendements mensuels sont calculés en *total return* (dividendes réinvestis), exprimés en euros, à partir des variations de valeur nette d'inventaire (VNI) collectées via Bloomberg. Le taux sans risque de référence est l'EONIA (*European Overnight Index Average*), qui est remplacé progressivement par l'€STR à partir de 2019. Ce taux est également exprimé en rendement mensuel.

Les indices de classe d'actifs utilisés dans la conception du benchmark stratégique sont les suivants : Indice MSCI Europe pour la classe Actions européennes, indice Bloomberg Euro Aggregate Corporate (LECPTREU) pour la classe Obligations d'entreprises, indice Bloomberg Euro Government Bond (LGTRTREU) pour celle des Obligations d'État, et taux sans risque en euro (EUR) pour la poche de liquidité. Les facteurs de Fama-French (MktRF, SMB, HML) ainsi que celui de Carhart (MOM) sont disponibles auprès de la base de données de Kenneth French (Dartmouth College) pour un portefeuille d'actions européennes (FRENCH, KENNETH R., *s. d.*).

Les données d'actifs sous gestion (AUM) proviennent également de Bloomberg pour permettre des analyses de robustesse. Ces données permettent d'explorer la relation entre la taille du fonds et sa performance, conformément aux prédictions du modèle de BERK et GREEN (2004). La base de données de panel ainsi constituée comprend toutes les variables nécessaires à la vérification des cinq hypothèses.

6.3 Traitement des données et construction des variables

Les rendements nets mensuels ont été calculés en soustrayant des rendements bruts, le taux sans risque. Cette soustraction est essentielle, car tous les modèles factoriels requièrent les rendements excédentaires. Les allocations d'actifs stratégiques déclarées par les fonds ont été extraites de Bloomberg afin de construire l'indice de référence stratégique BHB pour chacun d'eux. L'allocation stratégique demeure inchangée au cours de la période. Il s'agit d'une simplification importante, et les implications sont discutées dans les limites de cette étude (section 11.4).

Les statistiques descriptives révèlent une hétérogénéité des caractéristiques risque/rendement au sein de l'échantillon. En moyenne, les fonds affichent un rendement annuel de 3,29 %, contre 8,38 % pour l'indice MSCI Europe. Cet écart de rendement brut s'explique principalement par la nature mixte des mandats, qui sont sous-exposés aux actions (moyenne de 45,91 %) par rapport au MSCI Europe, investi à 100 %. La volatilité annualisée du rendement des fonds est en moyenne nettement inférieure (8,01 %) à celle de l'indice MSCI Europe (14,01 %), ce qui s'explique par la présence d'une composante obligataire.

Modèles d'analyse explicative de la performance

7.1 Pouvoir explicatif de l'allocation stratégique (cadre BHB-inspired)

Dans l'esprit du cadre théorique de BRINSON et al. (1986, 1991), un benchmark stratégique passif est construit pour chaque fonds i comme la combinaison linéaire des rendements des indices de classes d'actifs, pondérés par les allocations cibles déclarées dans les prospectus :

$$R_{\text{policy},i,t} = w_{eq,i} R_{\text{MXEU},t} + w_{corp,i} R_{\text{LECP TREU},t} + w_{govt,i} R_{\text{LGTR TREU},t} + w_{cash,i} R_{F,t} \quad (7.1)$$

où :

- $w_{eq,i}$; $w_{corp,i}$; $w_{govt,i}$; $w_{cash,i}$ sont les poids cibles du fonds i entre actions, obligations corporate, obligations souveraines et liquidités (somme = 1) ;
- $R_{\text{MXEU},t}$ est le rendement mensuel du MSCI Europe ;
- $R_{\text{LECP TREU},t}$ est le rendement mensuel du Bloomberg Euro Aggregate Corporate Index ;
- $R_{\text{LGTR TREU},t}$ est le rendement mensuel du Bloomberg Euro Government Bond Index ;
- $R_{F,t}$ est le taux sans risque mensuel.

Cette approche constitue une analyse explicative returns-based, et non une attribution BHB au sens strict. Une décomposition BHB complète requiert, pour chaque période, les pondérations tactiques effectives ($W_{ai,t}$) et les rendements actifs réalisés par classe d'actifs ($R_{ai,t}$). Ces données étaient indisponibles pour cet échantillon. Les effets d'allocation tactique, de sélection intra-classe et le terme croisé définis par BHB (1986, Table III) ne peuvent donc être calculés. Ce qui est mis en œuvre ici est une mesure du pouvoir explicatif de l'allocation stratégique sur la variance des rendements, analogue au R^2 de la Table VII de BRINSON et al. (1986) et à l'approche d'IBBOTSON et KAPLAN (2000).

Ce pouvoir explicatif est mesuré par le coefficient de détermination R^2 de la régression en séries temporelles $R_{\text{fund},i,t} \sim R_{\text{policy},i,t}$. Ce R^2 capture la proportion de variance des rendements du fonds expliquée par les seuls mouvements du benchmark stratégique. Le résidu reflète l'ensemble des sources de rendement non expliquées par l'allocation stratégique déclarée, incluant la gestion tactique effective, les biais de style intra-classe et l'erreur de mesure inhérente à l'utilisation d'allocations déclarées plutôt qu'effectives. Cette méthodologie présente un avantage conceptuel important : elle isole le canal d'allocation de manière directe, sans recourir à une hypothèse de valorisation par les facteurs de risque. En revanche, elle repose sur la précision des allocations déclarées, qui peuvent diverger des expositions effectives en raison de la gestion tactique.

7.2 Modèles factoriels : CAPM, Fama-French et Carhart

Les modèles factoriels en séries temporelles constituent le second pilier de l'analyse. Trois spécifications sont estimées successivement pour chaque fonds i , par régression MCO sur 120 observations mensuelles, avec correction des erreurs standard par la méthode de NEWKEY et WEST (1987) avec un lag de 3 mois ($\lfloor 0,75 \times T^{1/3} \rfloor \approx 3$) :

$$\text{CAPM : } R_{i,t} - R_{F,t} = \alpha_i + \beta_{i,\text{mkt}}(R_{m,t} - R_{F,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (7.2)$$

$$\begin{aligned} \text{Fama-French 3F : } R_{i,t} - R_{F,t} = & \alpha_i + \beta_{i,\text{mkt}}(R_{m,t} - R_{F,t}) + \beta_{i,\text{SMB}} \text{SMB}_t \\ & + \beta_{i,\text{HML}} \text{HML}_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (7.3)$$

$$\begin{aligned} \text{Carhart 4F : } R_{i,t} - R_{F,t} = & \alpha_i + \beta_{i,\text{mkt}}(R_{m,t} - R_{F,t}) + \beta_{i,\text{SMB}} \text{SMB}_t \\ & + \beta_{i,\text{HML}} \text{HML}_t + \beta_{i,\text{MOM}} \text{MOM}_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (7.4)$$

La correction Newey-West a pour but de tenir compte de l'autocorrélation potentielle des résidus. Celle-ci est particulièrement fréquente dans les séries de rendements de fonds mixtes, qui peuvent présenter des effets de lissage dans les évaluations de la composante obligataire. L'alpha α_i du modèle Carhart 4F constitue le principal estimateur du rendement résiduel de gestion active pour chaque fonds. Ce rendement est inexpliqué par les expositions systématiques aux facteurs de marché, de taille, de valorisation et de momentum. Un alpha significativement positif au seuil de 5 % constituerait un indice statistique de l'existence d'une valeur ajoutée différentielle non attribuable aux expositions factorielles.

La progression des R^2 entre les trois modèles permet d'évaluer la contribution incrémentale de chaque groupe de facteurs, c'est-à-dire le pouvoir explicatif additionnel apporté au-delà du modèle précédent. Le gain de R^2 entre le CAPM et le modèle Fama-French mesure ainsi la part de variance additionnellement expliquée par SMB et HML conditionnellement au facteur de marché. Le gain entre Fama-French et Carhart mesure de même la contribution incrémentale du facteur momentum. Il convient de noter que ces gains sous-estiment la contribution totale des facteurs de style : le facteur de marché, corrélé avec SMB, HML et MOM, absorbe déjà une partie de leurs effets dans le cadre du CAPM. Les gains observés mesurent donc uniquement la variance additionnelle expliquée au-delà de ce que le modèle précédent capturait déjà. Ces écarts permettent de tester l'hypothèse H2, qui vise à établir si les facteurs de style apportent un pouvoir explicatif incrémental statistiquement et économiquement significatif.

7.3 Analyse de style returns-based (Sharpe, 1992)

L'analyse de style returns-based, développée par SHARPE (1992), constitue le fondement conceptuel des approches empiriques mobilisées dans ce mémoire. Ces approches exploitent toutes les seuls rendements observés. L'analyse est conçue pour identifier les expositions effectives d'un fonds à partir des seuls rendements observés, sans accès aux pondérations effectives du portefeuille.

Cette méthode est précisément adaptée aux contraintes de données de cette étude. Elle distingue explicitement le rendement de style, expliqué par les indices retenus, du « *selection return* » de Sharpe, défini comme le résidu non expliqué par ces expositions systématiques. Dans son application stricte, elle consiste à résoudre un problème d'optimisation quadratique : trouver les poids w_i des styles qui minimisent la variance des résidus de la régression du rendement du fonds sur les indices de style, sous deux contraintes : (i) $w_i \geq 0$ pour tout i (pas de ventes à découvert), et (ii) $\sum_i w_i = 1$ (investissement intégral).

Les styles mobilisés pour l'analyse sont au nombre de six : EU_Growth (MSCI Europe Growth), EU_Value (MSCI Europe Value), EU_SmallCap (MSCI Europe Small Cap), Corp_Bonds (Bloomberg Euro Corporate), Govt_Bonds (Bloomberg Euro Government), et Cash (taux sans risque EUR). Cette décomposition permet d'identifier le style effectif de chaque fonds indépendamment des allocations déclarées, et de confronter le style implicite au style revendiqué. Elle fournit également une mesure alternative du pouvoir explicatif des expositions systématiques.

Tests statistiques de compétence, persistance et robustesse

8.1 Tests de compétence et approche bootstrap

Le test de H3 repose sur la significativité statistique de l'alpha Carhart estimé pour chaque fonds. Un alpha est considéré statistiquement significatif si sa t-statistique Newey-West excède le seuil bilatéral de $\pm 1,96$ au seuil de 5 %. Les intervalles de confiance à 95 % sont construits autour des alphas ponctuels pour visualiser l'incertitude d'estimation.

Le test H4 adopte cette approche et élargit le champ d'analyse en considérant la distribution conjointe des fonds. Conformément à l'approche décrite par FAMA et FRENCH (2010), le processus de bootstrap est réalisé comme suit : premièrement, sous l'hypothèse nulle d'une compétence nulle ($\alpha_i = 0 \forall i$), les rendements des fonds sont ajustés en retirant les alphas estimés. Ensuite, chaque simulation bootstrap ($B = 1\,000$ répliques) est effectuée selon l'approche suivante : les blocs constitués des résidus de la régression (d'une longueur de 12 mois afin de prendre en compte la dépendance sérielle) sont rééchantillonnés et les rendements des facteurs sont réintégrés pour générer les rendements synthétiques. À l'aide du modèle de Carhart, une distribution des t-statistiques sous l'hypothèse nulle est obtenue, ce qui permet de la comparer à la distribution quantile empirique à l'aide d'un graphique QQ-plot.

8.2 Tests de persistance des performances

La persistance des performances (H5) est évaluée par deux approches complémentaires. La première est une régression de rang : la corrélation de Spearman entre l'alpha annuel du fonds i en année t ($\alpha_{i,t}$) et l'alpha en année $t + 1$ ($\alpha_{i,t+1}$) est calculée sur l'ensemble des paires (fonds $\times$ transitions annuelles) disponibles dans le panel. La corrélation de Spearman, non-paramétrique, est préférée à la corrélation de Pearson en raison de sa robustesse aux distributions non-normales des alphas.

La seconde approche consiste à construire un tableau de transition des quartiles de performance à partir de deux sous-périodes distinctes : P1 (janvier 2015–décembre 2019) et P2 (janvier 2020–décembre 2024). Dans un premier temps, les fonds sont classés dans l'un des quatre quartiles alpha de la période P1. Ensuite, on observe comment cette classification se répète sur la période P2. Une concentration sur la diagonale principale (de Q1 à Q1, de Q2 à Q2, etc.) indique une persistance de la performance. À l'inverse, une distribution homogène ou concentrée sur la diagonale anti-principale signalerait l'absence de persistance, voire une inversion des rangs.

8.3 Tests de robustesse

La robustesse des résultats principaux est évaluée selon trois dimensions. Premièrement, les tests d'allocation (H1) sont conduits sur deux sous-périodes distinctes (P1 : 2015–2019 et P2 : 2020–2024) afin de vérifier la stabilité des R^2 BHB dans des régimes de marché contrastés. Deuxièmement, la comparaison directe des R^2 BHB et Carhart permet de vérifier la domination relative de l'allocation stratégique sur les facteurs de style (test H2 étendu). Troisièmement, la décomposition de la variance en trois composantes, l'allocation (R^2 BHB), le style additionnel (R^2 Carhart – R^2 BHB) et le résidu, permet de mesurer la contribution relative de chaque source de façon comparable entre fonds.

PARTIE III

Analyse empirique et performances des fonds

Résultats de l'analyse explicative de la performance

9.1 Statistiques descriptives de l'échantillon

Les statistiques descriptives de l'échantillon confirment le diagnostic initial d'une sous-performance brute des fonds actifs par rapport au marché actions européen. Sur la période 2015–2024, le rendement annualisé moyen des 26 fonds s'élève à 3,29 %, contre 8,38 % pour le MSCI Europe, ce qui correspond à un écart de 509 points de base par an. La volatilité annualisée moyenne des fonds (8,01 %) est nettement inférieure à celle du MSCI Europe (14,01 %), reflet attendu de la composante obligataire qui amortit les fluctuations mais pèse sur le rendement dans un contexte de taux bas prolongés. Le ratio de Sharpe moyen de l'échantillon (0,176) est inférieur au ratio estimé du MSCI Europe (environ 0,60) sur la période.

Ce constat de sous-performance brute ne doit cependant pas être interprété comme la preuve d'une gestion déficiente : il reflète avant tout la nature mixte des mandats. Un fonds investi à 50 % en obligations ne saurait être comparé directement à un indice purement actions sans ajustement pour le différentiel d'exposition. C'est précisément pour cette raison que l'analyse explicative, fondée sur un benchmark stratégique calibré à partir des allocations déclarées, constitue l'outil le plus approprié pour répondre à la question de recherche.

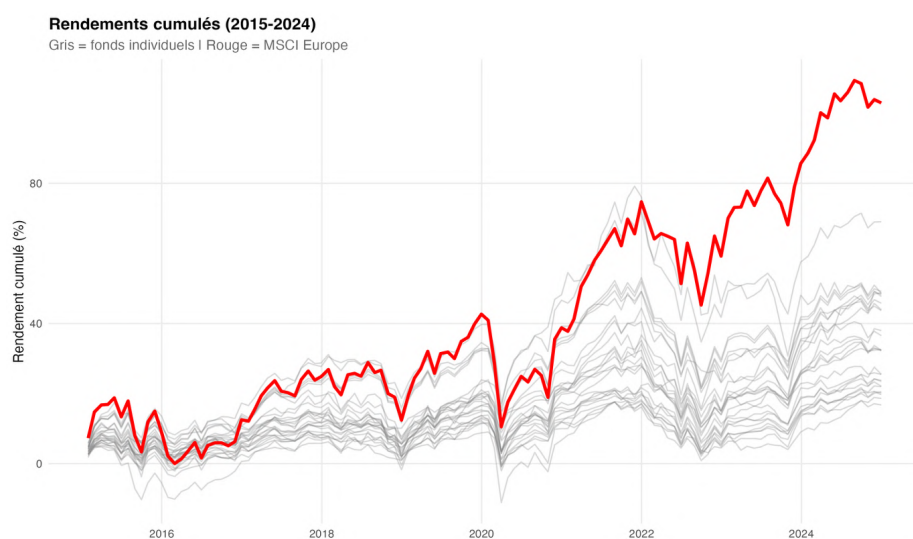


FIGURE 9.1. Rendements cumulés (2015–2024) : fonds individuels vs MSCI Europe

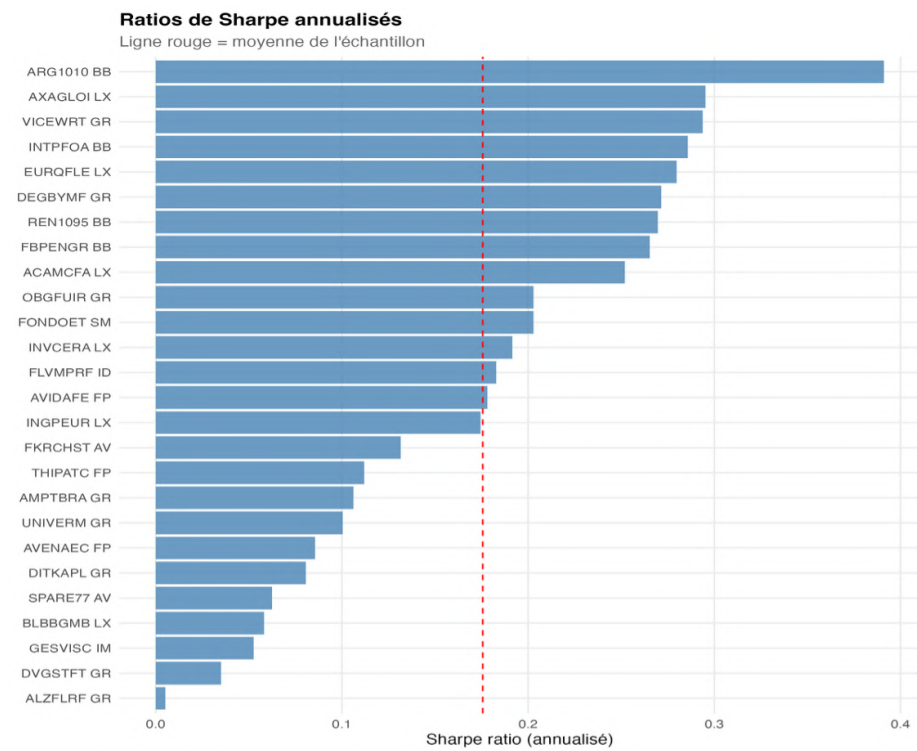


FIGURE 9.2. Ratios de Sharpe annualisés par fonds (rendements excédentaires / volatilité)

La dispersion des ratios de Sharpe au sein de l'échantillon est notable. Le ratio le plus élevé est celui d'ARG1010 BB, avec une valeur de 0,391 ; suivi d'AXAGLOI LX, avec un ratio de 0,295.

Cependant, le ratio de Sharpe le plus faible est celui du fonds ALZFLRF GR, avec une valeur de 0,005. La moyenne (0,176) et la médiane (0,183) de l'échantillon confirment que la rémunération du risque est inférieure à celle du marché actions européen sur la période.

9.2 H1 - Décomposition de la variance par l'allocation stratégique

Sur l'ensemble des 26 fonds, le R^2 moyen de la régression du rendement du fonds sur le rendement du benchmark stratégique s'établit à 81,5 % et la médiane à 84,8 %, avec des valeurs allant de 56,7 % (ACAMCFALX) à 93,7 % (REN1095 BB et FBPENGGR BB). Vingt-deux fonds sur vingt-six, soit 84,6 % de l'échantillon, présentent un R^2 supérieur ou égal à 70 %. Les résultats soutiennent donc l'hypothèse H1 : l'allocation stratégique entre classes d'actifs constitue le déterminant dominant de la variance des rendements des fonds mixtes analysés. Ces résultats sont à interpréter sous réserve des limites de mesure attachées à l'utilisation d'allocations cibles déclarées, qui sont supposées fixes sur l'ensemble de la période.

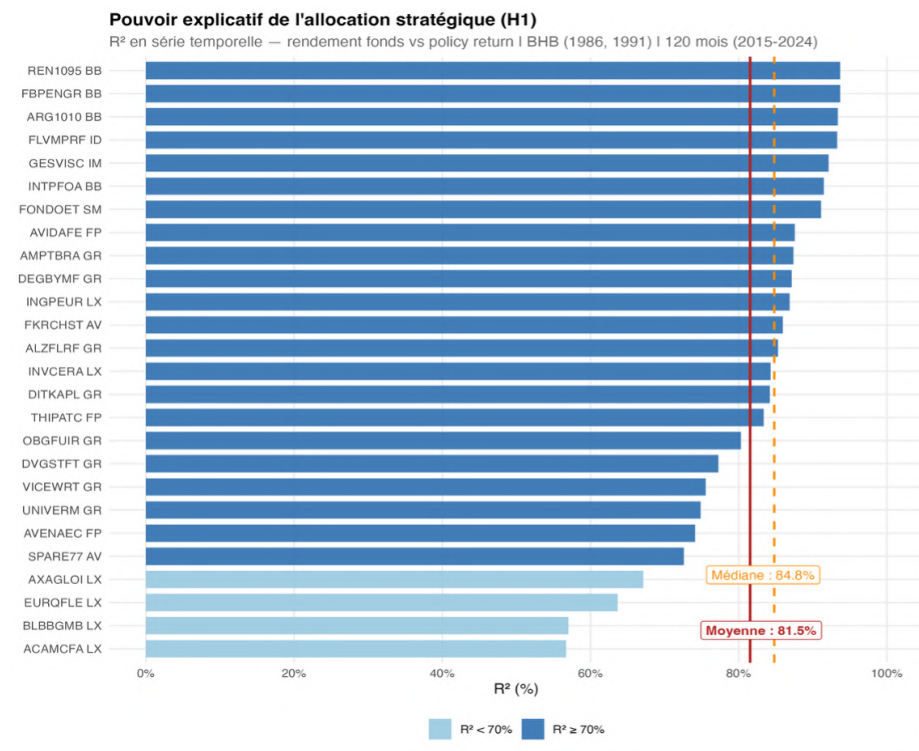


FIGURE 9.3. Pouvoir explicatif du benchmark stratégique BHB (R^2 en séries temporelles par fonds)

Ces résultats s'inscrivent dans la lignée de BRINSON et al. (1986), dont la Table VII mesurait de façon analogue la part de variance expliquée par la politique d'investissement via régression en séries temporelles.

La comparaison demeure cependant partielle : BHB disposaient des compositions effectives des portefeuilles, leur permettant de calculer les effets d'allocation tactique et de sélection, ce que les données de la présente étude ne permettent pas. Sur le fond, le R^2 moyen dans l'étude de BHB s'élevait à 93,6 % pour un échantillon diversifié de fonds de pension américains. Le résultat plus faible de cette étude (81,5 %) peut s'expliquer par plusieurs raisons. Premièrement, les fonds mixtes disposent d'une plus grande liberté tactique, ce qui génère une composante active plus forte. Deuxièmement, la période étudiée (2015–2024) comprend plusieurs phases de volatilité des marchés, amplifiant les effets de timing actif. Enfin, contrairement à BHB qui estimaient les poids stratégiques à partir des compositions effectives observées, cette étude utilise les allocations cibles déclarées dans les prospectus, introduisant une erreur de mesure systématique dans la construction du benchmark lorsque les expositions réelles s'écartent des allocations déclarées.

Cependant, la principale conclusion demeure valable : dans 22 des 26 fonds analysés, l'allocation stratégique explique au moins les trois quarts de la variance du rendement, ce qui concorde avec les résultats d'IBBOTSON et KAPLAN (2000), où le R^2 était de 88 % dans une série chronologique de fonds équilibrés américains.

TABLE 9.1. Synthèse des résultats H1

Statistique	Valeur	Interprétation
R^2 BHB moyen	81,5 %	Proportion de variance expliquée par le benchmark stratégique
R^2 BHB médiane	84,8 %	Robustesse de la mesure centrale
Minimum / Maximum	56,7 % / 93,7 %	Dispersion entre fonds défensifs et fonds équilibrés
Fonds avec $R^2 \geq 70$ %	22 / 26 (84,6 %)	Confirmation structurelle de la primauté de l'allocation

9.3 H2 - Style d'investissement et expositions factorielles

L'augmentation du coefficient de détermination R^2 médian, observée dans les trois modèles, reflète le pouvoir explicatif additionnel apporté par chaque facteur intégré. Le modèle CAPM présente un R^2 médian de 64,5 %, qui passe à 69,9 % avec l'ajout des facteurs de taille (SMB) et de valorisation (HML) de Fama-French, soit une hausse de 5,4 points de pourcentage en médiane. Par ailleurs, l'intégration du facteur momentum dans le modèle de Carhart apporte une légère amélioration, avec un R^2 médian de 70,7 % et une augmentation de 0,8 points de pourcentage par rapport au modèle Fama-French 3F. Sur les moyennes, le gain est de +3,8 pp en passant du CAPM au modèle Carhart. Cette tendance de gains décroissants est cohérente avec la nature mixte des fonds, caractérisés par une plus faible exposition au marché actions.

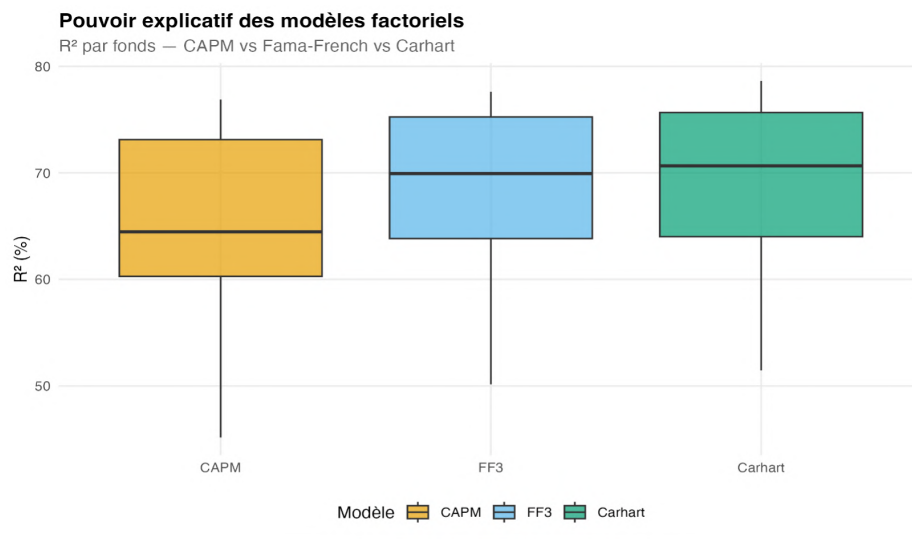


FIGURE 9.4. Pouvoir explicatif comparé des modèles factoriels (CAPM, Fama-French 3F, Carhart 4F)

La comparaison directe des R^2 BHB et Carhart met en évidence un résultat notable. Le cadre BHB-inspired offre un pouvoir explicatif supérieur en moyenne sur l'échantillon, à celui des facteurs de style pour la plupart des fonds mixtes étudiés. Parmi un échantillon de 26 fonds, 22 affichent un R^2 BHB supérieur de plus de 5 points de pourcentage à leur R^2 Carhart. Un fonds seulement affiche un R^2 Carhart plus élevé, tandis que trois ont une différence inférieure à 5 points de pourcentage. Ce phénomène s'explique par une différence structurelle : le facteur BHB incorpore explicitement le rendement obligataire comme variable dans l'indice de référence, contrairement aux facteurs de type Carhart qui sont davantage pertinents pour les fonds investis 100 % en actions.

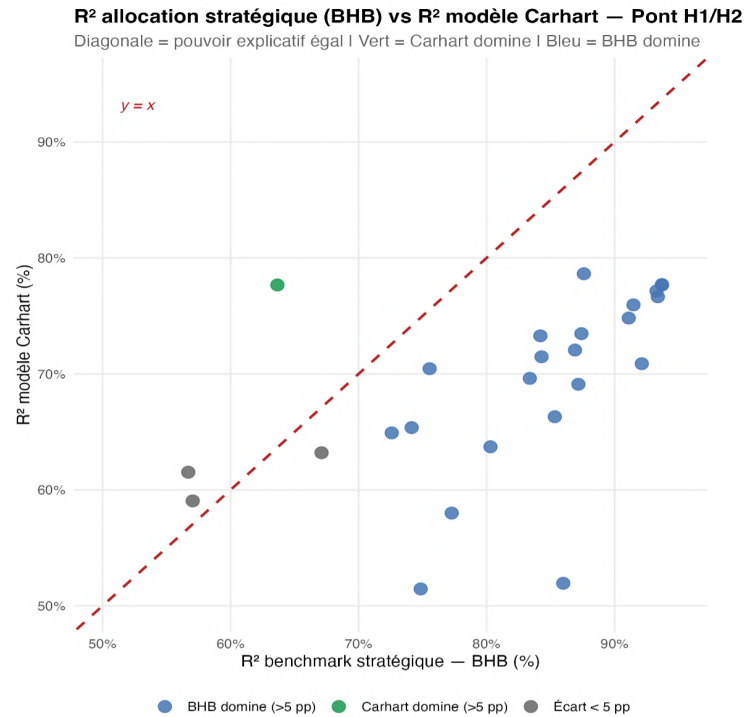


FIGURE 9.5. R² BHB vs R² Carhart par fonds (diagonale = pouvoir explicatif égal)

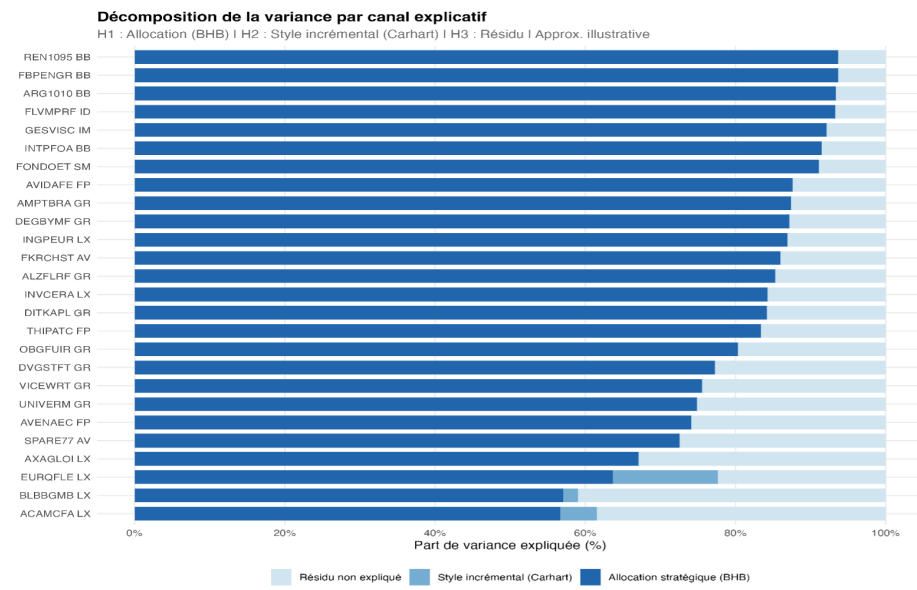


FIGURE 9.6. Décomposition de la variance par canal : Allocation stratégique (BHB), Style incrémental (Carhart), Résidu non expliqué (gestion tactique effective, biais de style intra-classe, erreur de mesure)

L'analyse de style returns-based de SHARPE (1992), conduite par optimisation quadratique sous contrainte de non-négativité et de somme unitaire des poids, révèle une structure de style homogène au sein de l'échantillon. Pour la quasi-totalité des fonds, l'indice Corp_Bonds domine les allocations de style estimées, reflétant la nature mixte à dominante obligataire des mandats. EU_Growth constitue le second style le plus représenté, confirmant la préférence relative des gérants pour les valeurs de croissance européennes, malgré la période favorable au style Value en 2022.

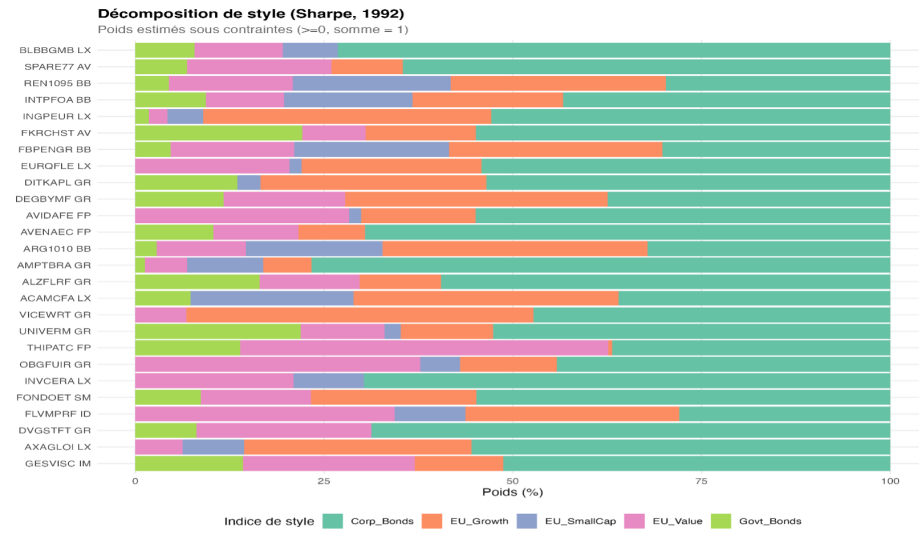


FIGURE 9.7. Décomposition de style SHARPE (1992) : poids estimés par fonds sous contraintes

TABLE 9.2. Comparaison des modèles factoriels

Modèle	R^2 médian	R^2 moyen	Gain vs CAPM (moy.)
CAPM (1 facteur)	64,5 %	65,1 %	—
Fama-French 3F	69,9 %	68,4 %	+3,22 pp*
Carhart 4F	70,7 %	68,9 %	+3,79 pp*

* Ces gains, dont l'interprétation est détaillée en section 7.2, sous-estiment la contribution totale des facteurs de style dans la mesure où le facteur marché absorbe déjà une partie de leurs effets.

9.4 Mesures de performance ajustée du risque

Au-delà de la décomposition de la variance, les mesures de performance ajustée du risque permettent d'évaluer l'efficacité globale des fonds dans leur rapport rendement-risque. Les ratios de Sharpe et les alphas de Jensen (CAPM) constituent les indicateurs de base. Leur lecture doit être replacée dans le contexte de la structure mixte des mandats : un ratio de Sharpe inférieur à celui du marché actions ne signifie pas nécessairement une mauvaise gestion, dès lors que le mandat prévoit une allocation significative à des actifs défensifs.

Néanmoins, le fait que le ratio de Sharpe moyen de l'échantillon (0,176) soit sensiblement inférieur à celui estimé pour le MSCI Europe (~0,60 sur la période) soulève une question légitime sur l'efficacité de la gestion mixte : dans quelle mesure les fonds rémunèrent-ils correctement le risque pris ? Cette interrogation rejoint la mise en garde d'ANKRIM (1992), selon laquelle une surperformance apparente peut simplement refléter une prise de risque supérieure non contrôlée, plutôt qu'une véritable valeur ajoutée du gérant. Cette question est directement liée à celle de la sélection active, dans la mesure où, si les gérants ne génèrent pas d'alpha mais prélèvent des frais, la détention d'un portefeuille indicel mixte à moindre coût serait mécaniquement supérieure pour l'investisseur final.

Évaluation de la compétence, persistance et hasard

10.1 H3 - Alpha Carhart et absence de rendement résiduel significatif

Les résultats relatifs à l'hypothèse H3 sont les suivants : aucun des 26 fonds de l'échantillon ne génère un alpha Carhart annualisé statistiquement significatif au seuil de 5 %. L'alpha moyen s'établit à +0,063 % par an, ce qui est économiquement négligeable, tandis que la médiane est légèrement négative à -0,275 % par an. Onze fonds présentent des alphas ponctuellement positifs et quinze des alphas négatifs, mais aucun ne franchit le seuil de significativité conventionnel.

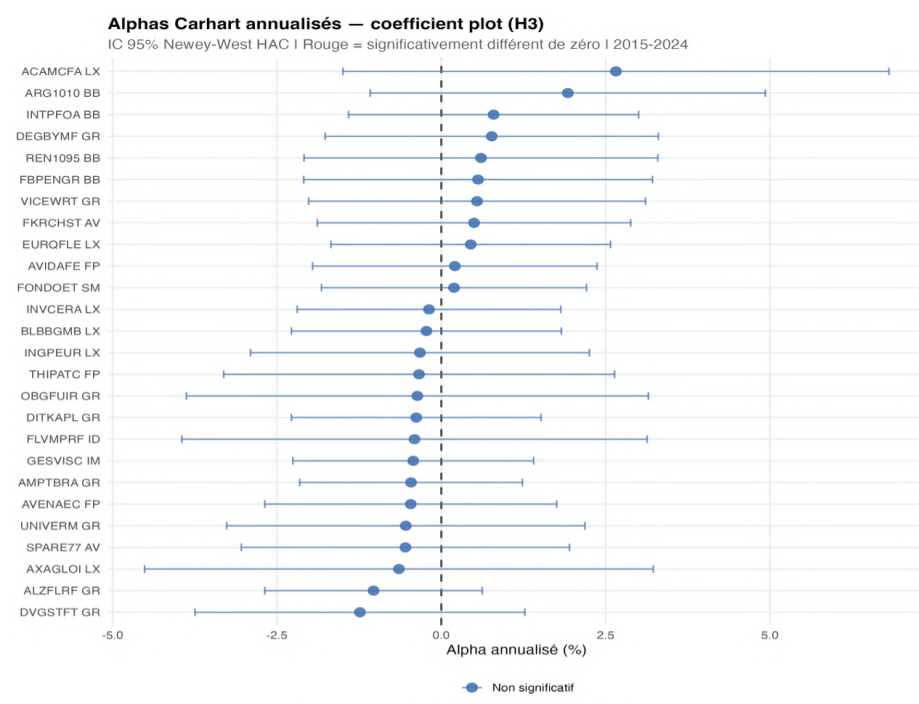


FIGURE 10.1. Alphas Carhart annualisés avec IC 95 % Newey-West (aucun fonds n'est significatif)

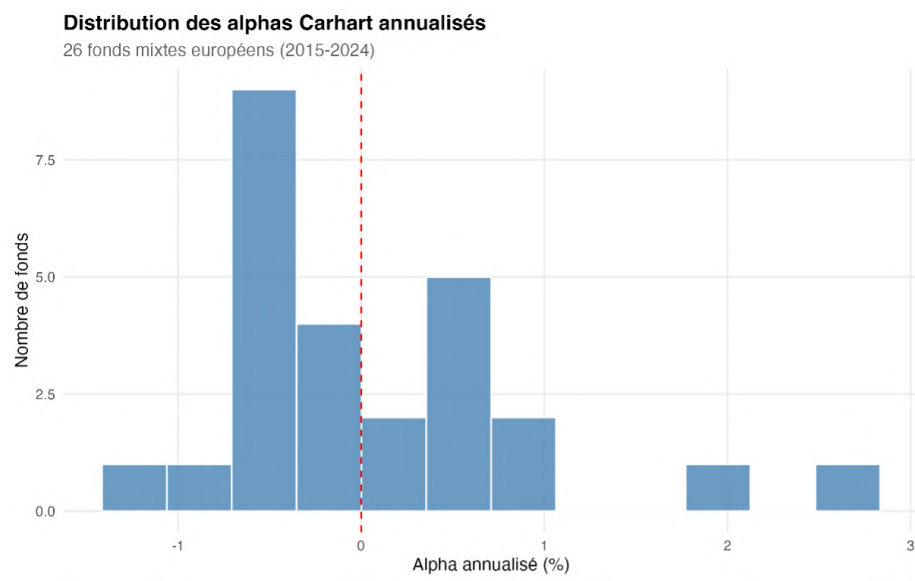


FIGURE 10.2. Distribution des alphas Carhart annualisés sur l'échantillon de 26 fonds

Les deux fonds dont les alphas obtenus sont les plus élevés (ACAMCFA LX : +2,66 % ann. et ARG1010 BB : +1,93 % ann.), présentent des intervalles de confiance à 95 % très larges englobant systématiquement la valeur nulle. Ces larges intervalles révèlent l'imprécision structurelle des estimations, cohérente avec la faiblesse des t-statistiques ($t < 2,0$ pour tous les fonds). De manière symétrique, plusieurs fonds affichent un alpha ponctuel négatif, mais aucun ne franchit le seuil de significativité statistique. Avec les données disponibles, ni création ni destruction de valeur résiduelle ne peuvent être établies de manière robuste.

TABLE 10.1. Synthèse des résultats H3

Statistique	Valeur	Interprétation
Alpha Carhart moyen (ann.)	+0,063 %	Économiquement négligeable
Alpha Carhart médiane (ann.)	-0,275 %	Légèrement négatif
Alphas positifs significatifs (5 %)	0 / 26	Aucun rendement résiduel positif significatif
Alphas négatifs significatifs (5 %)	0 / 26	Aucun rendement résiduel négatif significatif
t-statistique max (en valeur abs.)	< 1,96	Aucun fonds ne franchit le seuil

10.2 H4 - Analyse bootstrap : hasard versus compétence

Alors que l'hypothèse H3 s'intéresse aux valeurs alpha individuelles, l'hypothèse H4 prolonge cette analyse et teste la distribution jointe de ces valeurs. Conformément à FAMA et FRENCH (2010), ce cadre permet de voir si les performances observées excèdent ce que produirait une génération de rendements sous l'hypothèse nulle d'absence de compétence. En utilisant la méthode de rééchantillonnage bootstrap, on peut déterminer la distribution des t-statistiques de l'alpha. Cela permet de comparer les performances observées à ce que le hasard peut produire.

L'application du diagramme quantile-quantile (QQ-plot) aux t-statistiques empiriques et à leur version simulée sous l'hypothèse nulle (H_0) met en évidence une distribution empirique des t-statistiques qui s'aligne quasi linéairement sur les quantiles simulés. La pente inférieure à 1 de la droite ajustée révèle une compression des t-statistiques empiriques par rapport à ceux attendus sous H_0 . Plusieurs explications non exclusives peuvent

rendre compte de ce phénomène. Premièrement, une spécification imparfaite du modèle de Carhart pour des fonds mixtes. En effet, la variance obligataire, non capturée par les facteurs actions, peut induire une sous-estimation structurelle de la dispersion des alphas. Deuxièmement, l'homogénéité relative de l'échantillon, étant des fonds mixtes européens de structure similaire, peut comprimer la dispersion cross-sectionnelle des t-statistiques. Troisièmement, la taille limitée de l'échantillon ($N = 26$) réduit la puissance statistique et atténue mécaniquement les valeurs extrêmes.

Ces explications convergent vers la même conclusion : l'absence de t-statistiques empiriques significativement positifs ne permet pas, dans cet échantillon et avec cette méthodologie, d'identifier une fraction de gérants dont la performance excéderait ce que le hasard produirait sous H_0 , au sens de FAMA et FRENCH (2010). Compte tenu de la taille limitée de l'échantillon, ce résultat doit être interprété comme une absence de mise en évidence, et non comme une preuve d'absence.

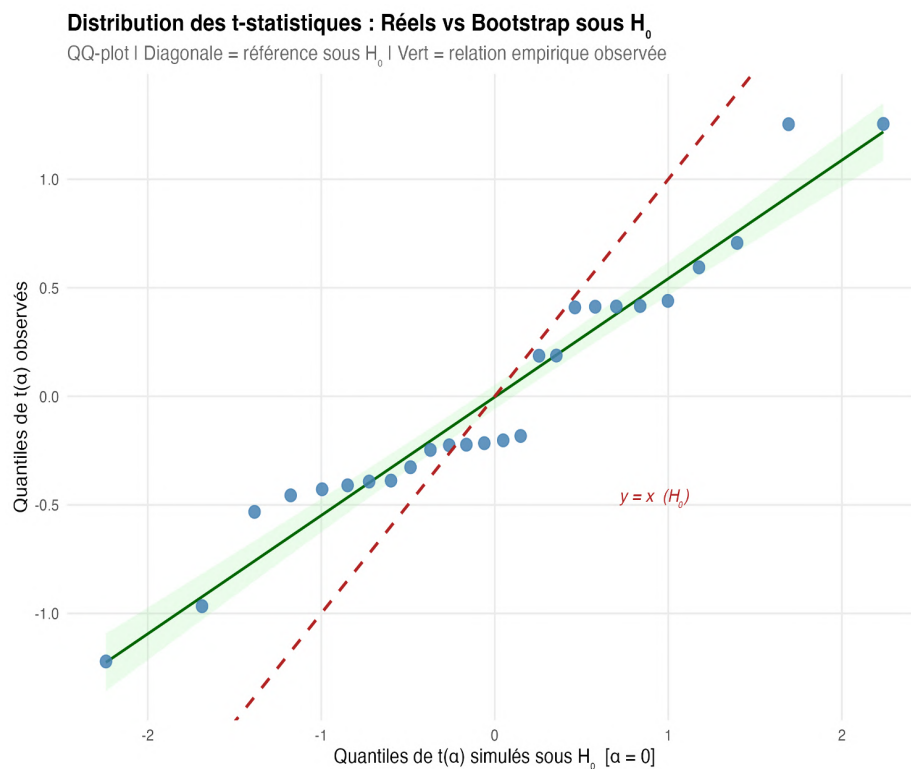


FIGURE 10.3. QQ-plot des t-statistiques : réels vs bootstrap sous H_0 (diagonale rouge = référence nulle)

En tout état de cause, l'absence de t-statistiques élevées dans la queue positive de la distribution, caractérisée par l'absence de valeurs supérieures à 1,96 en valeur absolue, ne permet pas d'identifier une fraction significative de gérants réellement compétents. Ce résultat place le débat classique entre hasard et compétence dans le contexte spécifique des fonds mixtes européens. Si ce débat demeure ouvert pour les fonds d'actions purs sur de larges échantillons (BARRAS et al., 2010; FAMA & FRENCH, 2010), il ne peut être tranché ici en faveur d'une compétence différentielle mesurable, sans pour autant constituer une preuve définitive d'absence de compétence.

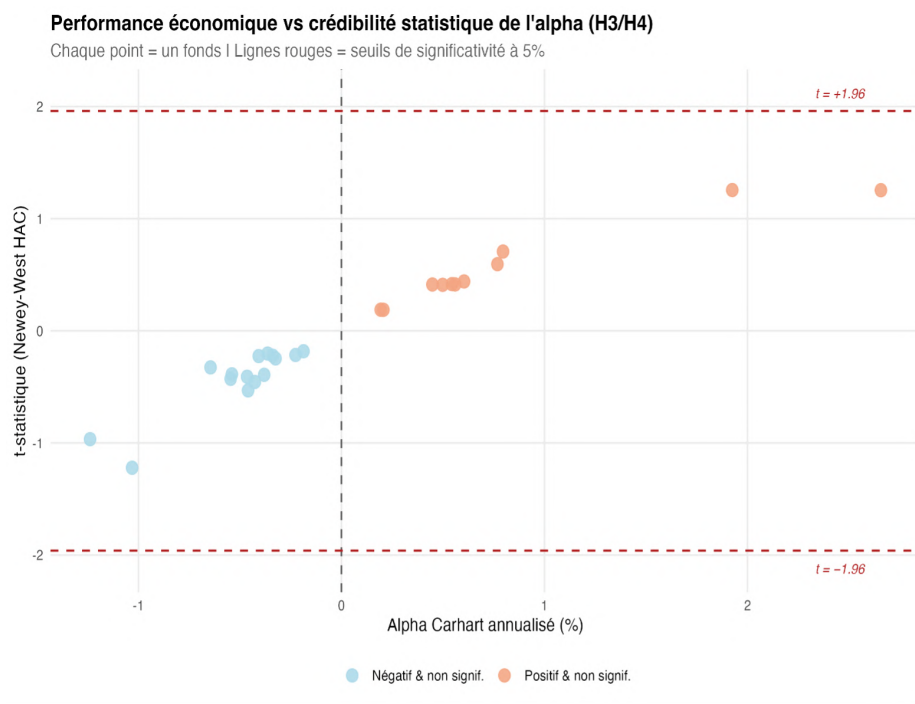


FIGURE 10.4. Performance économique vs crédibilité statistique de l'alpha (lignes rouges = seuils 5 %)

10.3 H5 - Tests de persistance et phénomène de retour à la moyenne

Les résultats relatifs à l'hypothèse H5 confirment l'absence de persistance positive des performances et mettent en évidence une corrélation rang-rang significativement négative. La corrélation de Spearman entre l'alpha annuel de chaque fonds en année t et l'alpha en année $t + 1$ est significativement négative : $\rho = -0,347$, $p < 0,001$ ($n = 234$ paires fonds $\times$ transitions annuelles). Cette corrélation négative et statistiquement significative au seuil conventionnel traduit un phénomène de retour vers la moyenne marqué. Les fonds ayant surperformé en année t tendent à sous-performer en année $t + 1$, et vice versa. Ce résultat est difficilement compatible avec l'existence d'une compétence managériale stable et persistante mesurable à l'horizon annuel. Il caractérise un processus dans lequel les performances annuelles oscillent autour d'un niveau moyen nul ou légèrement négatif.

Cette p-value doit être interprétée avec prudence : les 234 paires ne sont pas pleinement indépendantes puisque chaque fonds contribue à plusieurs transitions annuelles consécutives. Toutefois, la magnitude de la corrélation ($\rho = -0,347$) et la convergence avec la table de transition des quartiles soutiennent la robustesse du diagnostic d'absence de persistance positive.

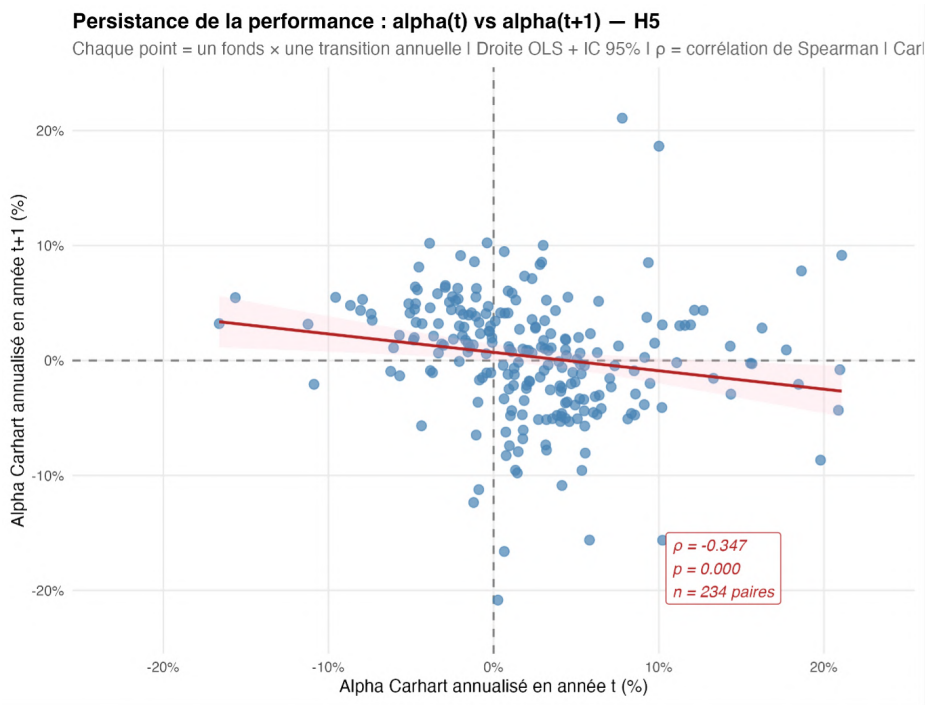


FIGURE 10.5. Persistance $\alpha(t) \rightarrow \alpha(t+1)$: corrélation de Spearman = $-0,347$ ($p < 0,001$)

La table de transition des quartiles d’alpha entre P1 (2015–2019) et P2 (2020–2024) confirme l’absence de persistance structurelle. Si la compétence était stable, on observerait une concentration des flux sur la diagonale principale. Les résultats montrent au contraire une distribution relativement homogène, avec des mouvements inter-quartiles importants et une fréquence visible de transitions vers la diagonale anti-principale (opposée), cohérente avec le phénomène de retour à la moyenne. Les fonds du premier quartile en P1 se redistribuent largement en P2, sans maintien systématique en tête du classement.

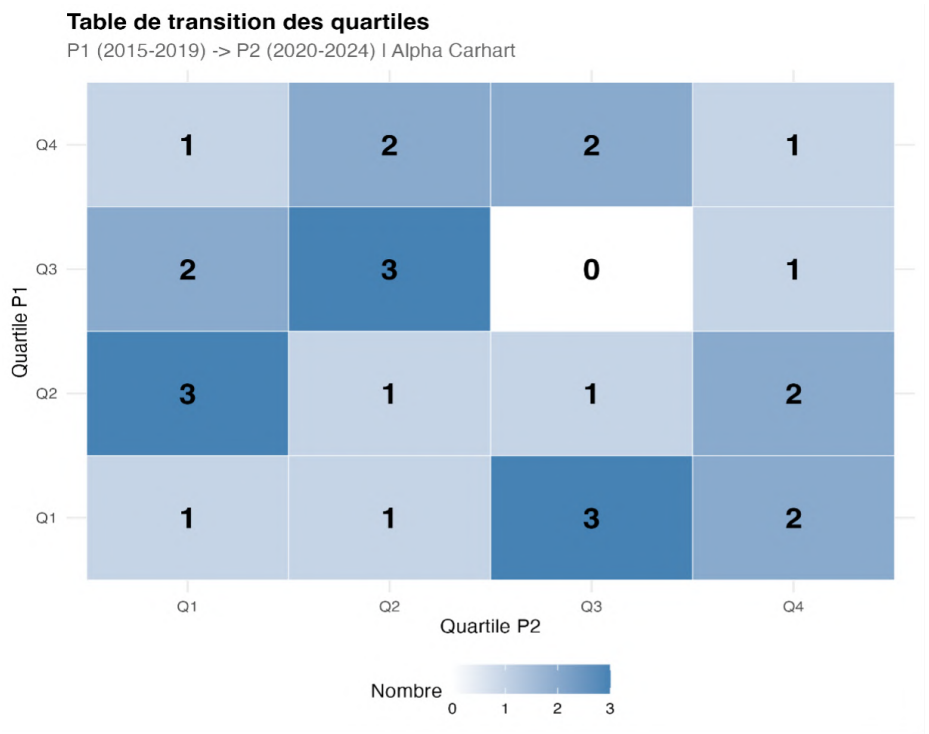


FIGURE 10.6. Table de transition des quartiles P1 (2015–2019) $\rightarrow$ P2 (2020–2024)

Ce résultat de retour à la moyenne constitue la conclusion la plus inattendue du travail empirique. Là où l'hypothèse H5 anticipait simplement une absence de persistance positive (hypothèse nulle), les données révèlent une anti-persistance significative. Plusieurs explications peuvent être avancées : les fonds ayant surperformé au cours de la sous-période P1 attirent d'importants flux de capitaux en P2 comme l'ont montré SIRRI et TUFANO (1998), entraînant une destruction de leur alpha potentiel (mécanisme mentionné par BERK et GREEN (2004)). La surperformance de la période P1 peut avoir été engendrée par des expositions tactiques qui s'avèrent négatives au cours de la sous-période suivante. Enfin, une part de variance purement aléatoire produit mécaniquement une régression vers la moyenne en panel.

10.4 Synthèse des sources de performance

TABLE 10.2. Récapitulatif des résultats empiriques par hypothèse

Hyp.	Test / Métrique	Résultat	Verdict
H1	R^2 BHB (séries temporelles)	Moy. 81,5 % Méd. 84,8 %	Confirmée
H1	Fonds avec $R^2 \geq 70$ %	22 / 26 (84,6 %)	Confirmée
H2	Gain R^2 Carhart 4F vs CAPM	+3,8 pp (moy.) / +6,2 pp (médian) SMB/HML significatifs	Partiellement
H2	BHB vs Carhart	BHB > Carhart : 22 / 26	Confirmée
H3	Alpha Carhart ann. moyen	+0,063 % – 0/26 significatifs à 5 %	Non-rejetée
H4	QQ-plot bootstrap	La distribution empirique des t- statistiques ne s'écarte pas signi- ficativement de la distribution si- mulée sous H0.	Non-rejetée
H5	Spearman $\rho \alpha(t)/\alpha(t+1)$	$\rho = -0,347$ ($p < 0,001$) – Retour à la moyenne	Confirmée (avec anti-persistance)

PARTIE IV

Discussion critique et implications

Discussion des résultats et limites de l'étude

11.1 Interprétation au regard des hypothèses initiales

L'ensemble des résultats empiriques dessine un tableau cohérent, en accord avec les prédictions de la théorie et les conclusions dominantes de la littérature académique.

Les résultats de l'hypothèse H1 confirment la primauté de l'allocation stratégique. Avec un R^2 BHB-inspired moyen de 81,5 %, les choix structurels d'exposition entre classes d'actifs expliquent la majeure partie de la variance des rendements. Le résidu de variance capte indistinctement la gestion tactique effective, les biais de style intra-classe et l'erreur de mesure inhérente à l'utilisation d'allocations cibles fixes.

L'hypothèse H2 est partiellement confirmée. En effet, les facteurs de style apportent une contribution incrémentale mesurable de +3,8 pp en moyenne et +6,2 pp en médiane selon le modèle Carhart, contribution dont ces chiffres sous-estiment d'ailleurs l'ampleur totale, le facteur marché absorbant structurellement une partie des effets de SMB, HML et MOM. Le cadre de l'allocation de BHB domine le cadre des facteurs de style de Carhart pour les fonds mixtes.

Les hypothèses H3 et H4 convergent vers une lecture cohérente : aucun fonds ne génère un alpha Carhart (= rendement résiduel non expliqué par les facteurs retenus) statistiquement prouvable au seuil de 5 %, et la distribution des performances est compatible avec celle attendue sous l'hypothèse nulle H0. De nouveau, ce résultat doit être interprété avec prudence, compte tenu de la taille limitée de l'échantillon ($N = 26$), qui restreint la puissance statistique de la détection.

Enfin, l'hypothèse H5 est confirmée dans un sens plus fort qu'anticipé. Les performances ne persistent pas, et la corrélation inter-annuelle est significativement négative.

Ce gradient explicatif, caractérisé par la prépondérance de l'allocation sur le style, lui-même supérieur à la sélection, est cohérent avec le fil directeur principal des écrits académiques sur la gestion active, de JENSEN (1968) à FAMA et FRENCH (2010). Les résultats montrent, dans cet échantillon, que les principaux déterminants de la variance des rendements dans le cas des fonds mixtes actifs européens sont les décisions d'allocation en termes de classes d'actifs plutôt que le rendement résiduel non expliqué par les facteurs retenus. Cette observation est renforcée par la convergence de trois approches méthodologiques distinctes.

11.2 Confrontation avec la littérature existante

Les résultats s'inscrivent dans la continuité de plusieurs travaux fondateurs, tout en contribuant à la littérature sur un segment spécifique, celui des fonds mixtes actifs européens, encore insuffisamment exploré. Sur la question de l'allocation, le R^2 BHB de 81,5 % est inférieur aux 93,6 % rapportés par BHB (BRINSON et al., 1986) sur des fonds de pension américains, mais cohérent avec la fourchette de 70–90 % documentée dans les études ultérieures sur des échantillons plus hétérogènes. IBBOTSON et KAPLAN (2000) rapportaient un R^2 de 88 % sur des fonds mixtes américains, résultat très proche du nôtre malgré les différences géographiques et temporelles. La légère infériorité du R^2 observé ici est attribuable à la plus grande liberté tactique des fonds UCITS par rapport aux fonds de pension institutionnels.

Sur la question de la sélection active, l'absence de tout alpha significatif parmi les 26 fonds est cohérente avec les conclusions de FAMA et FRENCH (2010) sur des fonds américains et de BARRAS et al. (2010). Ces derniers estimaient que, même dans un univers de plusieurs milliers de fonds, la fraction de fonds dotés d'un alpha véritablement positif après frais était faible, de l'ordre de 0,6 %. Sur un échantillon de 26 fonds mixtes,

il serait en effet surprenant de trouver plusieurs gérants réellement compétents. La conclusion de H3 est donc statistiquement attendue, mais empiriquement instructive : elle établit que même les fonds apparemment les plus performants (ARG1010 BB, AXAGLOI LX) ne produisent pas d'alpha prouvable.

Sur la persistance, le résultat de retour à la moyenne ($\rho = -0,347$) porte sur un horizon annuel et n'est donc pas directement comparable à la persistance mensuelle documentée par BOLLEN et BUSSE (2005). Il est, en revanche, cohérent avec l'absence de persistance de long terme documentée par CARHART (1997). Ce résultat est également cohérent avec le mécanisme de BERK et GREEN (2004) : les fonds surperformants attirent des flux de capitaux qui tendent à éroder leur alpha, conduisant mécaniquement à une convergence vers la moyenne, voire à une inversion lorsque ces flux deviennent suffisamment importants.

11.3 Rôle des biais comportementaux dans l'interprétation de la performance

Les biais comportementaux identifiés au chapitre 4 permettent de comprendre pourquoi, malgré ces résultats, les investisseurs continuent à allouer des capitaux à des fonds actifs coûteux. La surconfiance des gérants, mise en évidence par ODEAN (1998) et BARBER et ODEAN (1998), conduit à interpréter des performances favorables comme le signe d'une compétence durable, alors qu'elles peuvent en réalité refléter un biais de style favorable ou une réalisation aléatoire. Le biais d'attribution (MILLER & ROSS, 1975) amplifie ce mécanisme en attribuant systématiquement les succès à la compétence et les échecs à des facteurs externes.

Du côté des investisseurs, le biais de représentativité conduit à une extrapolation excessive des performances récentes, phénomène mis en évidence par SIRRI et TUFANO (1998) dans leur analyse des flux de capitaux. Or, les résultats de cette étude montrent que cette extrapolation est non seulement injustifiée d'un point de vue statistique, mais qu'elle contredit également le phénomène de retour vers la moyenne observé, de sorte que les investisseurs qui souscrivent aux fonds récemment performants tendent à intervenir au plus haut et à subir ensuite la normalisation des performances.

11.4 Limites de l'étude

Les résultats présentés doivent être interprétés à la lumière de plusieurs limites méthodologiques. Premièrement, le biais de mesure dans le *policy return* BHB. Les allocations stratégiques déclarées sont supposées stables sur toute la période, ce qui ignore d'éventuels glissements tactiques infra-annuels. Une dérive de style non capturée pourrait conduire à sur-estimer la part de variance résiduelle imputable à la gestion active, dans la mesure où le résidu capte indistinctement la gestion tactique effective, les biais de style non déclarés et l'erreur de mesure inhérente à l'utilisation d'allocations cibles fixes.

Deuxièmement, la taille réduite de l'échantillon ($N = 26$) limite la puissance des tests statistiques et ne permet pas d'exclure l'existence de gérants réellement compétents dans l'univers d'investissement étudié, en particulier parmi les fonds non retenus dans l'échantillon.

Troisièmement, la période 2015–2024, tout en couvrant différents environnements économiques, a été marquée par dix années de politique monétaire très accommodante, favorable aux actifs risqués et pouvant ainsi expliquer une surperformance des indices boursiers au détriment des fonds mixtes.

Quatrièmement, le biais de survivance : la sélection des 26 fonds encore actifs à la fin de la période exclut mécaniquement les fonds liquidés ou fusionnés, qui présentent vraisemblablement des performances inférieures. Ce biais tend à surestimer légèrement la performance moyenne de l'échantillon et à atténuer la fraction de fonds à alpha négatif.

Cinquièmement, les facteurs Fama-French et Carhart utilisés (zone Europe) ne capturent pas exactement le style de gestion effective des fonds partiellement exposés à l'international.

Sixièmement, l'analyse repose intégralement sur une approche returns-based à partir des seuls rendements observés. Elle ne constitue pas une attribution BHB au sens strict, qui requerrait les pondérations tactiques effectives et les rendements actifs par classe d'actifs. Les composantes d'allocation tactique, de sélection

intra-classe et leur terme d'interaction au sens de BHB (1986, Table III) ne sont donc pas mesurées dans cette étude.

11.5 Pistes pour de futures recherches

Plusieurs directions de recherche prometteuses émergent de ce travail. Une extension naturelle serait d'appliquer la même architecture analytique à un échantillon plus large de fonds mixtes européens, incluant les fonds disparus (base Morningstar), afin d'évaluer l'ampleur du biais de survivance. Une seconde direction consisterait à enrichir le cadre explicatif par des facteurs spécifiques aux fonds mixtes, notamment un facteur de duration obligataire et un facteur de crédit, afin de mieux capter la variance issue de la composante obligataire et d'améliorer la mesure du R^2 du modèle de Carhart. Enfin, l'analyse de la relation entre frais de gestion, taille du fonds et alpha permettrait de tester empiriquement les prédictions du modèle de BERK et GREEN (2004) sur cet échantillon.

Implications managériales et décisionnelles

12.1 Implications pour les gérants de fonds

Les résultats de ce mémoire ont des implications directes pour les professionnels de la gestion d'actifs. Le premier enseignement tient à la centralité de la décision d'allocation stratégique, laquelle explique en moyenne 81,5 % de la variance des rendements, ce qui implique que l'essentiel de la performance se détermine à ce niveau plutôt que par la sélection de titres. Cela signifie que les gérants auraient davantage intérêt à investir dans la qualité du cadre d'allocation stratégique, analyse des corrélations inter-classes, scénarios macroéconomiques, qu'à multiplier les rotations de portefeuille.

Le deuxième enseignement concerne la gestion des risques liés à la surconfiance. Il ressort des résultats que la performance apparemment élevée de certains fonds (ARG1010 BB, AXAGLOI LX) ne peut être statistiquement démontrée comme supérieure à celle obtenue par le simple hasard. Les gérants de ces fonds devraient s'imposer une discipline d'interprétation plus rigoureuse de leurs résultats. Avant de conclure à la supériorité d'un processus de gestion active, il convient de disposer d'un horizon d'analyse suffisant et de tester la robustesse statistique des performances sur plusieurs sous-périodes. La mise en place de processus structurés de décomposition de la performance, distinguant explicitement les contributions de l'allocation, du style et de la sélection, permettrait de renforcer la discipline dans l'interprétation des résultats et de limiter le biais d'attribution.

Le troisième enseignement est la vigilance sur la dérive de style : les fonds qui s'écartent de leur benchmark stratégique déclaré pour capter une prime factorielle (value, momentum) prennent un risque supplémentaire qui n'est pas toujours rémunéré. La décomposition explicative inspirée de BHB versus Carhart permet précisément d'identifier ces dérives et d'en évaluer la pertinence ex post.

12.2 Implications pour les investisseurs et allocataires d'actifs

Pour les investisseurs, les implications sont substantielles. La combinaison de trois constats : l'absence de rendement résiduel statistiquement significatif après ajustement factoriel, l'absence de persistance positive, et la présence d'un phénomène de retour à la moyenne, interroge la rationalité économique d'une allocation à des fonds mixtes actifs facturés au prix moyen observé sur l'échantillon ($TER \approx 1,20\%$), lorsque l'objectif est de surperformer un benchmark passif équivalent. Dans le périmètre de cette étude, l'alpha moyen estimé ($+0,063\%$ par an) apparaît insuffisant pour couvrir ces frais.

Les résultats invitent à repenser le processus de sélection des gérants. Plutôt que de se focaliser sur les performances passées, dont la valeur prédictive, dans le cadre de cette étude, apparaît non significative voire négative selon l'hypothèse H5, les investisseurs devraient privilégier d'autres critères d'évaluation. En effet, ils devraient notamment accorder davantage d'importance à la cohérence et à la stabilité du processus d'allocation stratégique, à la rigueur de la décomposition de style, à la transparence des sources de performance ainsi qu'à la politique tarifaire. Dans cette optique, un fonds qui présente un R^2 BHB élevé et des frais modérés peut être préférable à un fonds affichant une bonne performance récente inexploitée et des frais élevés.

Par ailleurs, le retour à la moyenne documentée dans l'hypothèse H5 constitue un avertissement pour les stratégies de momentum appliquées à la sélection de fonds. L'achat de fonds récemment performants et la vente de fonds récemment sous-performants, stratégie implicitement induite par les biais de représentativité et de disponibilité, s'avèrent en décalage avec le phénomène de régression vers la moyenne observé.

Sur le plan opérationnel, ces implications appellent une recommandation pratique centrale : l'adoption d'une

perspective d'évaluation suffisamment longue. Avec un échantillon de 120 mois, ce mémoire n'identifie aucun alpha prouvable. BOLLEN et BUSSE (2005) montrent que même la persistance de court terme s'érode rapidement, ce qui suggère qu'une évaluation sur quelques années seulement est insuffisante pour conclure à la compétence d'un gérant. La puissance des tests sur l'existence de l'alpha augmentant avec la taille de l'échantillon, une évaluation annuelle des performances constitue un cadre inadapté pour justifier une décision de souscription ou de rachat et pour conclure à la compétence ou à l'incompétence d'un gérant de fonds mixtes actifs.

Conclusion générale

Ce mémoire s'est proposé de répondre à la question suivante :

Dans quelle mesure la performance des fonds mixtes actifs domiciliés en Europe peut-elle être expliquée par l'allocation stratégique entre classes d'actifs, les expositions aux facteurs de style et la sélection active de titres, et dans quelle mesure cette performance, une fois ajustée du risque, excède-t-elle ce que le hasard peut produire ?

L'analyse empirique conduite sur 26 fonds mixtes actifs européens sur la période 2015–2024 apporte une réponse convergente. Premièrement, la performance de ces fonds s'organise, dans cet échantillon, selon une hiérarchie cohérente avec la littérature, dans laquelle l'allocation stratégique domine largement. Deuxièmement, les expositions de style apportent une contribution incrémentale au-delà de ce que le seul facteur de marché capturerait déjà. Enfin, le rendement résiduel inexpliqué par les facteurs de risque retenus (alpha Carhart), utilisé comme proxy de la gestion active, n'est statistiquement distinguable de zéro pour aucun des 26 fonds de l'échantillon. Ce gradient, allocation > style > résidu, est cohérent avec la littérature fondatrice, de BRINSON et al. (1986) à FAMA et FRENCH (2010), et sa robustesse est ici confirmée sur un segment encore peu exploré : les fonds mixtes actifs de droit européen.

Le résultat le plus marquant n'est cependant pas l'absence d'alpha, qui était un résultat attendu au regard de la littérature, mais le phénomène d'anti-persistance documenté dans l'hypothèse 5. Non seulement les performances passées ne prédisent pas les performances futures, mais elles les prédisent négativement. Cela suggère que les décisions de souscription fondées sur les performances récentes, pratique documentée par SIRRI et TUFANO (1998), sont susceptibles de conduire les investisseurs à intervenir au mauvais moment. Dans ce contexte, l'alpha moyen de +0,063 % par an est insuffisant pour couvrir un TER moyen de 1,20 %, ce qui plaide, dans le périmètre de cette étude, en faveur d'alternatives indicielles mixtes à moindre coût.

Ces résultats ont des implications directes pour les deux parties prenantes de la gestion active. Pour les investisseurs, les résultats suggèrent que la sélection d'un gérant gagnerait à reposer sur la qualité et la stabilité de son processus d'allocation stratégique, la transparence de la décomposition de style et la politique tarifaire et non sur les performances récentes, dont la valeur prédictive apparaît non significative, voire négative dans cet échantillon. Pour les gérants, ces résultats invitent à concentrer les efforts de création de valeur sur la décision d'allocation, principal levier d'impact, et à adopter une discipline statistique rigoureuse dans l'interprétation de leurs performances résiduelles.

Ces conclusions appellent toutefois une lecture prudente. L'hypothèse de stabilité des allocations déclarées introduit une erreur de mesure dans le benchmark stratégique. Le biais de survivance inhérent à la sélection de fonds encore actifs tend à surestimer légèrement l'alpha moyen de l'échantillon. Enfin, l'absence de facteurs obligataires dans les modèles de style explique en partie l'écart structurel entre le R^2 BHB et le R^2 Carhart, et constitue une limite méthodologique à lever dans les recherches futures. Une extension naturelle de ce travail consisterait à appliquer cette architecture analytique à un échantillon élargi incluant les fonds disparus, et à enrichir le modèle factoriel par des facteurs de duration et de crédit spécifiques à la composante obligataire.

En définitive, ce mémoire montre que, dans cet échantillon de fonds mixtes actifs européens, la performance s'organise selon une hiérarchie cohérente avec la littérature, marquée par la prépondérance de l'allocation sur le style, lui-même supérieur au rendement résiduel. Cette hiérarchie, établie empiriquement et ancrée théoriquement, constitue un résultat aux implications pratiques importantes pour l'industrie de la gestion d'actifs et pour les investisseurs.

Annexe A - Composition de l'échantillon

Le tableau ci-dessous présente les caractéristiques de base des 26 fonds mixtes actifs constituant l'échantillon. Les allocations stratégiques sont exprimées en pourcentage du portefeuille et proviennent des prospectus collectés via Bloomberg. Le TER est exprimé en pourcentage annuel ; les valeurs marquées d'un astérisque (*) ont été imputées à la médiane de l'échantillon (1,15 %) faute de disponibilité sur Bloomberg.

Ticker	Nom du fonds	Dom.	TER (%)	Actions (%)	Corp. (%)	Souv. (%)
ACAMCFA LX	ACATIS Fair Value Moderato	LU	1,89	68,4	31,5	0,0
ALZFLRF GR	Allianz Flexi Rentenfonds	DE	1,15	28,5	36,2	34,3
AMPTBRA GR	Ampega Tresident Balanced	DE	0,76	32,9	43,2	21,3
ARG1010 BB	Argenta Pension Plan 1010	BE	1,32	67,3	13,8	17,3
AVENAEC FP	Avenir Alizés C	FR	0,94	22,5	22,0	46,3
AVIDAFE FP	AFER Diversifié E	FR	0,93	37,7	20,6	29,6
AXAGLOI LX	AXA Global Optimal Income	LU	0,74	73,9	22,5	0,9
BLBBGMB LX	Belle Global Mixed Balanced	LU	1,97	17,5	36,9	45,7
DEGBYMF GR	DEGEF Bayer Mitarbeiterfonds	DE	0,41	49,1	0,0	49,5
DITKAPL GR	Kapital Plus A	DE	1,15	32,3	37,3	29,8
DVGSTFT GR	DWS ESG Stiftungsfonds	DE	1,12	26,4	57,4	15,9
EURQFLE LX	Eurizon Fund II Flessibile EUR	LU	0,63	39,4	11,8	45,8
FBPENGRR BB	BNP Paribas B Pension Growth	BE	1,24	72,5	7,8	19,6
FKRCHST AV	Amundi Ethik Fonds	AT	1,15	30,5	33,0	34,1
FLVMPRF ID	Federated LVMP RF	IE	1,73	67,0	8,9	20,3
FONDOET SM	Microbank Fondo Ético	ES	1,15*	41,7	34,0	18,4
GESVISC IM	Anima Visconti	IT	1,47	30,8	26,0	26,4
INGPEUR LX	GS Patrimonial Balanced EUR	LU	2,09	54,1	25,5	17,9
INTPFOA BB	BNP Paribas B Pension Obligations A	BE	0,16	57,6	12,4	30,0
INVCERA LX	Invesco Pan European High Income	LU	1,62	21,6	71,0	1,7
OBGFUIR GR	Oberbayerische Volksbanken UIR	DE	2,14	46,2	45,1	6,9
REN1095 BB	Metropolitan Rentel 1095	BE	1,24	72,7	7,8	19,5
SPARE77 AV	Erste AM Spare77	AT	1,15*	31,9	17,7	49,2
THIPATC FP	Cybele AM Bélem Patrimoine C	FR	1,15*	58,7	3,4	26,8
UNIVERM GR	Vermögensverwaltungsfonds	DE	0,79	50,1	21,1	23,6
VICEWRT GR	MEAG EuroBalance	DE	1,10	62,4	3,8	33,1

Note. Dom. = domicile du fonds (BE = Belgique, DE = Allemagne, FR = France, LU = Luxembourg, AT = Autriche, IE = Irlande, ES = Espagne, IT = Italie). Corp. = obligations d'entreprises ; Souv. = obligations souveraines. La poche liquidités est calculée par complément à 100 %. TER : Total Expense Ratio, source Bloomberg. * Valeur imputée à la médiane de l'échantillon (1,15 %).

Annexe B - Liste des abréviations

Abréviation	Signification
APA	American Psychological Association
AUM	Assets Under Management (actifs sous gestion)
BCE	Banque centrale européenne
BHB	Brinson, Hood et Beebower (1986, 1991)
CAPM	Capital Asset Pricing Model
Corp	Obligations d'entreprises (Corporate Bonds)
EONIA	Euro Overnight Index Average
€STR	Euro Short-Term Rate
EUR	Euro
FF3F	Modèle trois facteurs de Fama et French (1993)
Carhart 4F	Modèle quatre facteurs de Carhart (1997)
Govt	Obligations souveraines (Government Bonds)
HML	High Minus Low (facteur valeur)
IC	Intervalle de confiance
LECPTREU	Bloomberg Euro Aggregate Corporate Bond Index
LGTRTREU	Bloomberg Euro Government Bond Index
MCO	Moindres carrés ordinaires
MOM	Momentum (facteur momentum de Carhart)
MSCI	Morgan Stanley Capital International
N	Taille de l'échantillon
OLS	Ordinary Least Squares (voir MCO)
p	p-value (seuil de significativité)
pp	Points de pourcentage
R^2	Coefficient de détermination
SMB	Small Minus Big (facteur taille)
TER	Total Expense Ratio (frais totaux)
t	t-statistique
UCITS	Undertakings for Collective Investment in Transferable Securities
VNI	Valeur nette d'inventaire

Bibliographie

- ANKRIM, E. M. (1992). Risk-Adjusted Performance Attribution. *Financial Analysts Journal*, 48(2), 75-82. <https://doi.org/10.2469/faj.v48.n2.75>
- BARBER, B. M., & ODEAN, T. (1998). Boys Will Be Boys : Gender, Overconfidence, and Common Stock Investment. <https://doi.org/10.2139/ssrn.139415>
- BARRAS, L., SCAILLET, O., & WERMERS, R. (2010). False Discoveries in Mutual Fund Performance : Measuring Luck in Estimated Alphas. *The Journal of Finance*, 65(1), 179-216. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01527.x>
- BERK, J. B., & GREEN, R. C. (2004). Mutual Fund Flows and Performance in Rational Markets. *Journal of Political Economy*, 112(6), 1269-1295. <https://doi.org/10.1086/424739>
- BERTRAND, P., & ROUSSEAU, P. (2005). L'attribution de performance en gestion de portefeuille. *Revue française de gestion*, 154(1), 59-73. <https://doi.org/10.3166/rfg.154.59-73>
- BOLLEN, N. P. B., & BUSSE, J. A. (2005). Short-Term Persistence in Mutual Fund Performance. *The Review of Financial Studies*, 18(2), 569-597. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhi007>
- BRINSON, G. P., HOOD, L. R., & BEEBOWER, G. L. (1986). Determinants of Portfolio Performance. *Financial Analysts Journal*, 42(4), 39-44. <https://doi.org/10.2469/faj.v42.n4.39>
- BRINSON, G. P., SINGER, B. D., & BEEBOWER, G. L. (1991). Determinants of Portfolio Performance II : An Update. *Financial Analysts Journal*, 47(3), 40-48. <https://doi.org/10.2469/faj.v47.n3.40>
- BROWN, S. J., & GOETZMANN, W. N. (1995). Performance Persistence. *The Journal of Finance*, 50(2), 679-698. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb04800.x>
- CARHART, M. M. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*, 52(1), 57-82. <https://doi.org/10.2307/2329556>
- DANIEL, K., GRINBLATT, M., TITMAN, S., & WERMERS, R. (1997). Measuring Mutual Fund Performance with Characteristic-Based Benchmarks. *The Journal of Finance*, 52(3), 1035-1058. <https://doi.org/10.2307/2329515>
- ELTON, E. J., GRUBER, M. J., & BLAKE, C. R. (1996). Survivor Bias and Mutual Fund Performance. *The Review of Financial Studies*, 9(4), 1097-1120. <https://doi.org/10.1093/rfs/9.4.1097>
- FAMA, E. F., & FRENCH, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)

- FAMA, E. F., & FRENCH, K. R. (2004). The Capital Asset Pricing Model : Theory and Evidence. *Journal of Economic Perspectives*, 18(3), 25-46. <https://doi.org/10.1257/0895330042162430>
- FAMA, E. F., & FRENCH, K. R. (2010). Luck versus Skill in the Cross-Section of Mutual Fund Returns. *The Journal of Finance*, 65(5), 1915-1947. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2010.01598.x>
- FISCHHOFF, B. (1975). Hindsight is not equal to foresight : The effect of outcome knowledge on judgment under uncertainty. *Journal of Experimental Psychology : Human Perception and Performance*, 1(3), 288-299. <https://doi.org/10.1037/0096-1523.1.3.288>
- FRENCH, KENNETH R. (s. d.). *Kenneth R. French—Data Library*. Consulté le 14 avril 2026 à https://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html
- GRINBLATT, M., & TITMAN, S. (1992). The Persistence of Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*, 47(5), 1977-1984. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04692.x>
- IBBOTSON, R. G., & KAPLAN, P. D. (2000). Does Asset Allocation Policy Explain 40, 90, or 100 Percent of Performance ? *Financial Analysts Journal*, 56(1), 26-33. <https://doi.org/10.2469/faj.v56.n1.2327>
- JAHNKE, W. W. (1997). *FPA Journal—The Best of 25 Years : The Asset Allocation Hoax*. Consulté le 14 avril 2026 à <https://www.financialplanningassociation.org/sites/default/files/2021-08/AUG04%20The%20Asset%20Allocation%20Hoax.pdf>
- JENSEN, M. C. (1968). The Performance of Mutual Funds in the Period 1945–1964. *The Journal of Finance*, 23(2), 389-416. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1968.tb00815.x>
- KOSOWSKI, R., TIMMERMAN, A., WERMERS, R., & WHITE, H. (2006). Can Mutual Fund “Stars” Really Pick Stocks ? New Evidence from a Bootstrap Analysis. *The Journal of Finance*, 61(6), 2551-2595. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.01015.x>
- LAKONISHOK, J., SHLEIFER, A., & VISHNY, R. W. (1994). Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk. *The Journal of Finance*, 49(5), 1541-1578. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1994.tb04772.x>
- LINTNER, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-37. <https://doi.org/10.2307/1924119>
- LO, A. W. (2002). The Statistics of Sharpe Ratios. *Financial Analysts Journal*, 58(4), 36-52. <https://doi.org/10.2469/faj.v58.n4.2453>
- MILLER, D. T., & ROSS, M. (1975). Self-serving biases in the attribution of causality : Fact or fiction ? *Psychological Bulletin*, 82(2), 213-225. <https://doi.org/10.1037/h0076486>
- MOSSIN, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34(4), 768-783. <https://doi.org/10.2307/1910098>

- NEWKEY, W. K., & WEST, K. D. (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55(3), 703-708. <https://doi.org/10.2307/1913610>
- ODEAN, T. (1998). Volume, Volatility, Price, and Profit When All Traders Are Above Average. *The Journal of Finance*, 53(6), 1887-1934. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00078>
- ROLL, R. (1977). A critique of the asset pricing theory's tests Part I : On past and potential testability of the theory. *Journal of Financial Economics*, 4(2), 129-176. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(77\)90009-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(77)90009-5)
- SHARPE, W. F. (1964). Capital Asset Prices : A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442. <https://doi.org/10.2307/2977928>
- SHARPE, W. F. (1966). Mutual Fund Performance. *The Journal of Business*, 39(1), 119-138. <https://doi.org/10.1086/294846>
- SHARPE, W. F. (1992). Asset allocation : Management style and performance measurement. *The Journal of Portfolio Management*, 18(2), 7-19. <https://doi.org/10.3905/jpm.1992.409394>
- SIRRI, E. R., & TUFANO, P. (1998). Costly Search and Mutual Fund Flows. *The Journal of Finance*, 53(5), 1589-1622. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00066>
- TVERSKY, A., & KAHNEMAN, D. (1974). Judgment under Uncertainty : Heuristics and Biases. *Science*, 185(4157), 1124-1131. <https://doi.org/10.1126/science.185.4157.1124>
- WERMERS, R. (2000). Mutual Fund Performance : An Empirical Decomposition into Stock-Picking Talent, Style, Transactions Costs, and Expenses. *The Journal of Finance*, 55(4), 1655-1695. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00263>

Résumé :

Ce mémoire analyse les sources de performance de 26 fonds mixtes actifs de droit européen sur la période janvier 2015 - décembre 2024. En l'absence des données de composition effective des portefeuilles, l'étude mobilise trois approches returns-based complémentaires : la régression des rendements sur un benchmark stratégique construit dans l'esprit de Brinson, Hood et Beebower (1986), sans toutefois en constituer une attribution stricte ; des modèles factoriels successifs (CAPM, Fama-French, Carhart) ; et une analyse de style par optimisation quadratique sous contraintes inspirée de Sharpe (1992). Les résultats font apparaître une hiérarchie cohérente avec la littérature. L'allocation stratégique explique en moyenne 81,5 % de la variance des rendements. Les facteurs de style apportent une contribution incrémentale modeste mais mesurable (+3,8 points de pourcentage en moyenne). En revanche, aucun fonds ne génère un alpha Carhart statistiquement significatif au seuil de 5 %, et la distribution des t-statistiques est compatible avec l'hypothèse nulle d'absence de compétence, telle que formalisée par Fama et French (2010). Le test de persistance révèle une corrélation de Spearman significativement négative ($\rho = -0,347$), suggérant un phénomène de retour à la moyenne plutôt qu'une compétence managériale stable. Ces résultats, à interpréter à la lumière des limites de l'échantillon, interrogent la valeur ajoutée des fonds mixtes actifs au regard de leur coût.

UNIVERSITÉ CATHOLIQUE DE LOUVAIN
Louvain School of Management

Place des Doyens, 1 bte L2.01.01, 1348 Louvain-la-Neuve
Boulevard Emile Devreux 6, 6000 Charleroi, Belgique
Chaussée de Binche 151, 7000 Mons, Belgique
www.uclouvain.be/lsm