



UNIVERSITÉ
DE NAMUR

University of Namur

Institutional Repository - Research Portal Dépôt Institutionnel - Portail de la Recherche

researchportal.unamur.be

THESIS / THÈSE

MASTER EN SCIENCES DE GESTION À FINALITÉ SPÉCIALISÉE

Les déterminants de sortie des fonds communs de placement ESG

VONÈCHE, Florine

Award date:
2023

Awarding institution:
Universite de Namur

[Link to publication](#)

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal ?

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

Download date: 02. May. 2024



Les déterminants de sortie des fonds communs de placement ESG

Florine VONECHE

Directeur: Prof. J-Y. Gnabo

Mémoire présenté
en vue de l'obtention du titre de
Master 120 en sciences de gestion, à finalité spécialisée
en Business Analysis & Integration

ANNEE ACADEMIQUE 2022-2023

Résumé

Ce papier examine les similitudes et les différences entre les déterminants des trois formes de sortie des fonds communs de placement conventionnels et ESG : liquidation, fusion au sein d'une même famille et fusion entre familles. Nous analysons un échantillon de 2 840 fonds communs de placement européens d'actions dont 2 121 ESG, sur la période de décembre 2018 à décembre 2022, au cours de laquelle 412 sorties ont eu lieu (164 liquidations, 191 fusions intra-familiales et 57 fusions inter-familiales). Les résultats obtenus indiquent que les fonds conventionnels et ESG ne sont pas si différents mais ils possèdent, malgré tout, leurs propres caractéristiques. Au niveau des liquidations, l'âge des fonds n'est pas significatif pour les fonds conventionnels mais l'est de manière négative pour les fonds ESG. Au niveau des fusions à l'extérieur de la famille de fonds, l'âge des fonds, leur ratio de dépenses et la taille de leur famille n'influencent pas la probabilité d'une telle sortie à l'inverse des fonds conventionnels. Enfin, dans le cas des liquidations et des fusions intra-familiales, une période de crise diminue leur probabilité de survenance tandis qu'elle n'influence pas les fusions intra-familiales.

This paper examines the similarities and the differences in the determinants of the three conventional and ESG mutual funds exit forms: liquidations, within-family mergers, and across-family mergers. We analyze a sample of 2,840 European equity mutual funds including 2,121 ESG in the period from December 2018 to December 2022, during which 421 exits took place (164 liquidations, 191 within-family mergers and 57 across-family mergers). The results show that conventional and ESG funds are not so different, but they do have some differences. For liquidations, the age of the funds is not significant for conventional funds, but it is for ESG funds. For mergers outside the fund family, the age of the funds, their expense ratio and the size of their family do not influence the probability of such an exit, unlike for conventional funds. Finally, for intra-family liquidations and mergers, a period of crisis reduces the probability of their occurrence, whereas it will not influence intra-family mergers.

Remerciements

Je tiens à remercier toutes les personnes qui ont contribué à l'encadrement et à la réalisation de mon mémoire.

Je voudrais d'abord remercier, mon directeur de mémoire Monsieur Gnabo, professeur et chercheur en Finance à l'Université de Namur, pour le temps qu'il a consacré sur la définition et la méthodologie de mon sujet, sa patience, sa disponibilité et ses riches conseils m'ayant permis d'améliorer ma réflexion.

Je remercie également Madame Camille Baily, doctorante en sciences économiques et de gestion à l'Université de Namur, pour la remise de la base de données, mais également pour sa disponibilité et ses explications concernant la compréhension des données.

Je tiens également à remercier certaines personnes clés à la réalisation de mon mémoire comme Monsieur Nguyen, professeur de Finance à l'Université de Namur, pour son apport judicieux des articles scientifiques lors de la définition de mon sujet, et Monsieur Benjamin Vermaut, chercheur à l'Université de Namur, pour son aide dans la partie codage de mon mémoire.

Enfin je voudrais exprimer ma reconnaissance envers mes proches qui m'ont apporté tout le soutien moral et intellectuel durant mes années d'études et l'écriture de mon mémoire, et surtout envers ma maman pour sa relecture et ses conseils avisés.

Table des matières

1. INTRODUCTION	5
2. REVUE DE LA LITTÉRATURE	8
2.1. LES SORTIES DE FONDS COMMUNS DE PLACEMENT CONVENTIONNELS	8
a. <i>La taille</i>	9
b. <i>L'âge</i>	10
c. <i>La performance</i>	11
d. <i>Les flux</i>	12
e. <i>Le ratio de dépenses</i>	13
f. <i>Autres déterminants</i>	14
2.2. LES SORTIES DE FONDS COMMUNS DE PLACEMENT ESG	15
a. <i>Définitions</i>	16
b. <i>Performance des fonds ESG</i>	16
c. <i>Déterminants de sortie potentiels</i>	17
2.3. PÉRIODE DE CRISE DU MARCHÉ	19
a. <i>Performance des fonds conventionnels en période de crise</i>	19
b. <i>Performance des fonds ESG en période de crise</i>	19
c. <i>La crise de la Covid-19</i>	20
3. MÉTHODOLOGIE	22
3.1. DONNÉES	22
3.2. STATISTIQUES SOMMAIRES	24
3.3. MÉTHODES ET CONSTRUCTION DE VARIABLES	26
4. ANALYSE EMPIRIQUE DES DONNÉES	29
4.1. DÉTERMINANTS DE SORTIE DES FONDS COMMUNS DE PLACEMENT	29
4.2. DÉTERMINANTS DE LIQUIDATION DES FONDS COMMUNS DE PLACEMENT	30
4.3. DÉTERMINANTS DE FUSIONS DES FONDS COMMUNS DE PLACEMENT	32
A. LES FUSIONS INTRA-FAMILIALES	34
B. LES FUSIONS INTER-FAMILIALES	35
5. CONCLUSION	37
6. BIBLIOGRAPHIE	39
7. ANNEXES	45

1. Introduction

Depuis plusieurs années, le secteur mondial des fonds communs de placement connaît une importante croissance¹. Plus particulièrement, le secteur de l'investissement socialement responsable (ISR) en Europe incluant la considération d'éléments extra-financiers dans les décisions d'investissements ne cesse de se développer plus vite qu'aux Etats-Unis². Ceux qui ont lancé le début de ce nouveau type d'investissement devenu important, sont Luther Tyson et Jack Corbett. Ces deux pasteurs de l'église méthodistes ont lancé le tout premier fonds commun de placement public américain en 1971 en investissant dans des entreprises non liées à l'armement grâce à la création du « Pax World Fund » dans le but de permettre aux investisseurs d'aligner leurs investissements sur leurs valeurs (Bayot, 2007).

Aujourd'hui, le rapport de Quantalys (2021) met en évidence que les 3 167 fonds ISR commercialisés en Europe détiennent des actifs d'investissement durable pour 1 992 milliards d'euros. Cela représente 24 % de l'actif sous gestion total des fonds distribués en Europe et une croissance de 521 % depuis 2016. En outre, les actifs ESG (environnementaux, sociaux et de gouvernance) sous gestion ont atteint un niveau record de 140 milliards d'euros en 2020, soit une augmentation de 7,7 % en un an.

C'est pourquoi cette importante croissance a attiré l'attention de la littérature financière. Les articles et les études se penchant sur le sujet traitent principalement (i) des performances financières des fonds et des compétences managériales, et (ii) du comportement des investisseurs des fonds. De plus, nous avons connu plusieurs crises au cours de l'histoire des fonds communs de placement. Celles-ci ont suscité l'intérêt de certains auteurs analysant la relation sortie-performance avant, pendant et après une crise.

Malgré l'existence de nombreux articles traitant le thème des fonds communs de placement socialement responsables, certains sujets plus précis n'ont pas encore été analysés dans la littérature. Parmi ceux-ci, les décisions de sorties des fonds ESG, c'est-à-dire, les liquidations et les fusions dans le cas précis de ce type de fonds. En ce qui concerne les fonds conventionnels, les liquidations et les fusions ont déjà été analysées par de nombreux auteurs (Jayaraman, Khorana et Nelling, 2002 ; Zhao, 2005 ; Zalewska et Zhang, 2020). Il existe également une littérature pour les fonds spéculatifs (Kolokolova, 2011) et les fonds négociés en bourse (ETF, « Exchange Traded Funds) (Sherrill et Stark, 2018). Plus particulièrement, à notre connaissance, il s'agit d'un des premiers articles étudiant les déterminants de décisions de sorties des fonds socialement responsables. Pourtant ce type de fonds a également subi des liquidations et des fusions malgré son essor et sa nouveauté.

Dans le cas des fonds conventionnels, la littérature existante a démontré que la performance des fonds était un déterminant crucial des sorties des fonds communs de placement (Khorana et Servaes, 2012). Il est largement prouvé qu'une mauvaise performance augmente la probabilité

¹ Le marché mondial des fonds communs de placement était évalué à 54,93 milliards de dollars en 2019 et devrait atteindre 101,2 milliards de dollars en 2027, ce qui induit un CAGR de 11,3 % de 2020 à 2027. Aarti, Pramod, et Vineet (2020).

² Par exemple, en France, le nombre de fonds respectant les critères environnementaux, sociaux et de gouvernance (ESG) a augmenté de 44 % en 2019 et le nombre d'actifs ESG sous gestion a presque doublé, passant de 149 milliards d'euros en 2018 à 278 milliards d'euros en 2019. Afonso et Moretti (2020).

de sortie d'un fonds (Zhao, 2005 ; Brown et Goetzmann 1995 ; Elton, Gruber et Blake 1996 ; Hendricks, Patel et Zeckhauser 1997 ; Lunde, Timmermann et Blake 1999). Ce constat est également soulevé par plusieurs auteurs à propos des flux de fonds et des flux à l'intérieur d'une famille de fonds. Plus les flux nets sont faibles, plus la probabilité de sortie est importante (Jayaraman et al, 2002 ; Zhao, 2005 ; Khorana et al., 2007, Brown et Goetzmann, 1995). En effet, pour rester profitables, puisque les bénéfices des sociétés de gestion dépendent du total des actifs nets gérés, les familles de fonds connaissant des faibles afflux de capitaux seraient plus facilement enclines à éliminer ses fonds pour gagner en efficacité.

La littérature énonce également d'autres déterminants de sortie des fonds comme la taille des fonds prouvant que ceux-ci sont plus susceptibles d'être liquidés lorsqu'ils sont plus petits (Zhao, 2005 ; Sherrill et Stark, 2018) ; la taille de la famille de fonds qui est un déterminant positif et significatif puisque les grandes familles de fonds seraient plus susceptibles de fermer leurs fonds peu performants de façon à maintenir une image positive pour conserver leurs investisseurs (Khorana, Servaes et Tufano, 2009 ; Grinblatt et Titman, 1992) ; l'âge des fonds puisque les fonds liquidés ont tendance à être plus jeunes que les fonds fusionnés au sein d'une même famille (Zhao, 2005 ; Ding, 2006) ; le ratio de dépenses puisque plus il serait élevé et plus il y aurait de probabilité que les fonds soient liquidés (Carhart, Carpenter, Lynch et Musto, 2002 ; Zhao, 2005).

Les fonds communs de placement ESG se différencient des fonds conventionnels puisque la littérature comparant ces deux types de fonds a démontré qu'un comportement en quête de performance n'est pas aussi évident pour les investisseurs éthiques. Cela a pour conséquence que les fonds ESG prennent en considération des questions financières mais aussi non financières dans leurs décisions d'investissement. Sur cette base, certains articles ont constaté que les flux de fonds ESG sont moins sensibles aux rendements que ceux des fonds conventionnels, et que les investisseurs ne sont pas sensibles aux performances financières passées des fonds ESG. Donc, des sociétés de gestion des fonds communs de placement ESG pourraient conserver des fonds présentant des mauvais résultats financiers tant qu'ils sont capables d'attirer des investisseurs en raison de l'utilité non financière procurée (Benson et Hemphrey, 2008 ; In, Kim, Park, Kim et Kim, 2014). De plus, les fonds ESG plus jeunes, plus petits et avec un ratio de dépenses plus faible attireraient davantage de capitaux (Renneboog, Ter Horst et Zhang, 2011).

Cependant, la légère littérature existante est ambiguë car certains auteurs trouvent des conclusions opposées. Il existerait une convergence entre les investisseurs en fonds conventionnels et fonds ESG en ce qui concerne leur sensibilité aux performances financières, et une relation flux-performance s'affaiblissant au fur et à mesure que le niveau de durabilité augmente (El Ghouli et Karoui, 2017 ; Bialkowski et Starks, 2016). De plus, Muñoz (2019) conclut que les conclusions tirées pour les fonds conventionnels pourraient être étendues aux fonds ESG. Une conclusion supportée par Alda, Munoz et Vargas (2019) puisqu'ils insinuent que les similitudes entre ces deux types de fonds seraient dues au fait que les décisions de sortie sont prises par les familles de fonds qui appliquent les mêmes critères de décision à tous leurs fonds, indépendamment de leur caractère ESG.

Les articles les plus proches de notre étude sont Zhao (2005) et Alda et al. (2019). Ils s'intéressent aux déterminants de sorties de fonds communs de placement conventionnels pour le premier et ESG pour le deuxième. Notre étude s'en distingue sur quatre points. D'abord, nous avons basé notre étude sur celle de Zhao (2005) en ajoutant l'analyse des fonds ESG. Ensuite, nous nous différencions de l'article de Alda et al. (2019), étudiant le même sujet, en basant notre analyse sur les fonds européens et pas américains. De plus, nous avons choisi une période plus récente (2019-2022 comparé à 2003-2017) pour utiliser la notation ESG en Globes de Morningstar et pour pouvoir analyser la crise de la Covid-19. Enfin, nous avons travaillé sur une base de données plus importante puisque nous avons analysé 2 840 fonds dont 2 121 ESG comparé à cette étude qui a travaillé sur 534 fonds ESG seulement.

Pour pallier cette littérature partielle et divisée, cet article a pour objectif d'analyser les déterminants poussant à une décision de sortie des fonds communs de placement ESG par les sociétés de gestion. Il propose également l'analyse de l'influence des périodes économiques sur ces décisions. Pour ce faire, ce document examine les similitudes et les différences dans les déterminants des trois formes de sortie des fonds conventionnels et ESG : la liquidation, la fusion intra-familiale et la fusion inter-familiale. Il permet également la comparaison entre fonds conventionnels et fonds ESG dans le but de déceler les similitudes et différences dans la prise de décision, et entre les périodes de crise ou non.

Nos principaux résultats indiquent que les liquidations et les fusions sont plus probables pour les fonds conventionnels et les fonds ESG peu performants, avec peu de flux nets et de petite taille. L'âge d'un fonds ESG affecte inversement les décisions de liquidation et de fusion, bien qu'il ne soit pas un déterminant significatif pour la fusion inter-familiale. Ce phénomène est également observé pour le ratio de dépenses et la taille de la famille de fonds. Cependant, pour les fonds conventionnels, ce sont les flux nets des fonds et de leur famille, et le nombre de fonds par famille qui ne sont pas considérés comme des déterminants influençant la probabilité de fusion à l'extérieur de la famille de fonds. De plus, les fonds conventionnels anciens et peu performants, les fonds conventionnels et ESG avec de faibles flux seront plus susceptibles d'être fusionnés que liquidés. Contrairement aux fonds ESG anciens et peu performants, à tous les fonds de petites tailles, avec un faible ratio de dépenses et dont les flux de la famille sont faibles qui ont une plus grande probabilité à sortir sous forme de liquidation que de fusion. Enfin, dans le cas des liquidations et des fusions intra-familiales, la situation économique dans laquelle se retrouve un fonds conventionnel ou ESG influence sa probabilité de sortie. Une période de crise diminue leur probabilité de liquidation et de fusion à l'intérieur de la famille tandis qu'elle n'influence pas les fusions intra-familiales. De plus, ce type de période pour les fonds conventionnels influence de la même façon la probabilité d'être liquidé que d'être fusionné à l'intérieur de sa famille de fonds. Tandis que pour les fonds ESG, se trouver en période de crise réduit davantage leur probabilité d'être liquidé plutôt que d'être fusionné en intra-familial, ce qui confirme que les fonds ESG peuvent être vus comme une sécurité.

Le reste du document est organisé comme suit. La section 2 présente une revue de la littérature sur les fonds conventionnels, fonds ESG et les périodes de crise. La section 3 décrit les données, fournit des statistiques sommaires et les méthodes utilisées pour produire nos résultats. La section 4 présente nos résultats empiriques des déterminants des trois formes de sorties des fonds conventionnels et fonds ESG. Enfin, la section 5 fournit les principales conclusions.

2. Revue de la littérature

2.1. Les sorties de fonds communs de placement conventionnels

L'industrie des fonds communs de placement ayant connu une importante croissance durant la dernière décennie, un grand nombre de chercheurs et d'auteurs se sont intéressés au sujet à travers différentes analyses du secteur. Les investisseurs dans les fonds communs de placement sont une source de capital d'investissement et de commissions pour les fonds dans lesquels ils investissent. Tout exode d'investisseurs est donc à éviter, c'est pourquoi les fonds communs de placement veillent à faire la publicité de leurs services afin d'attirer de nouveaux investisseurs et de fidéliser ceux qui sont déjà présents (Jain et Wu, 2000 ; ou Aydogdu et Wellman 2011). Pourtant, un grand nombre de fonds disparaissent chaque jour. C'est la raison pour laquelle un certain nombre d'études se sont penchées sur les déterminants de sortie des fonds communs de placement afin de comprendre quels éléments influencent la probabilité qu'un fonds survive ou disparaisse.

Ces sorties des fonds communs de placement ont été considérées en finance comme un élargissement de la littérature sur la finance d'entreprise ou sur l'organisation industrielle (voir Lieberman 1989 ; Deily 1991 ; Frank 1988). Elles peuvent prendre deux formes, soit une liquidation, soit une fusion. Elles se produisent lorsque le gestionnaire du fonds n'atteint pas les objectifs de performance prévus par les investisseurs et que le conseil d'administration prend des décisions qui conduisent à la dissolution du fonds ou à la combinaison de celui-ci avec un autre fonds commun de placement (English II, Demiralp et Dukes, 2011).

Selon Jayaraman et al. (2002), les fusions de fonds communs de placement se produisent lorsque deux ou plusieurs fonds se regroupent pour former une seule entité. Elles peuvent être initiées par les gestionnaires de fonds, qui peuvent chercher à réduire les coûts, à améliorer les performances ou à élargir leur offre. Elles peuvent également être imposées par des facteurs externes tels que des changements réglementaires, les conditions du marché ou la demande des investisseurs. Une fusion peut se traduire par une fusion avec un autre portefeuille au sein de la même famille de fonds (« fusion intra-familiale ») ou par une fusion avec un portefeuille d'une autre famille de fonds (« fusion inter-familiale »). Dans tous les cas, le point commun est que le fonds commun de placement cesse d'exister.

Une fusion intra-familiale désigne la fusion de deux fonds communs de placement ou plus au sein de la même famille ou du même complexe de fonds. Cela se produit lorsqu'une société de fonds fusionne deux ou plusieurs de ses fonds en un seul fonds, généralement en raison de la redondance de leurs objectifs d'investissement, de leurs stratégies ou de leurs avoirs. Les actionnaires des fonds fusionnés reçoivent généralement des actions du fonds survivant d'une valeur équivalente à leurs actions dans les fonds fusionnés (Kammoun et Tandja, 2021).

Une fusion inter-familiale fait référence à la fusion de fonds communs de placement de deux familles de fonds différentes. Ce type de fusion se produit généralement lorsqu'une société de gestion de fonds en acquiert une autre et décide de fusionner une partie ou la totalité de ses fonds dans sa propre famille de fonds. Les actionnaires des fonds fusionnés reçoivent généralement des actions du fonds survivant ou un paiement en espèces égal à la valeur de leurs actions dans les fonds fusionnés (Banga et Gupta, 2014).

Ces trois formes de sortie peuvent avoir des déterminants de sortie communs et d'autres différents. En effet, les liquidations et les fusions intra-familiales n'impliquent que la décision de la famille du portefeuille cible tandis que les fusions inter-familiales nécessitent également l'approbation de la famille du portefeuille acquéreur. Les actifs des portefeuilles liquidés ou acquis par d'autres familles sont totalement éliminés de la famille tandis que dans le cas des fusions intra-familiales, les actifs sont toujours présents. Les deux types de fusions permettent un renforcement du secteur des fonds communs de placement, contrairement aux liquidations qui pourraient poursuivre un objectif contraire. De plus, il doit exister des raisons pour lesquelles les portefeuilles prennent des formes de sorties différentes (Zhao, 2005). Les déterminants de sortie communs ou différents en fonction du type de sortie sont analysés dans les points suivants.

En résumé, la littérature existante identifie un certain nombre de déterminants de la performance et de la sortie des fonds communs de placement. Au niveau des caractéristiques du fonds, la taille, l'âge, la performance, les flux, le ratio de dépenses du fonds influenceraient les décisions de sortie des fonds (Jayaraman et al, 2002). Cependant, un fonds ne doit pas être considéré comme une entité indépendante dont la décision de sortie ne dépend que de ses propres caractéristiques. Comme la plupart des fonds communs de placement appartiennent à une famille de fonds, il est important de tenir compte du rôle de celle-ci dans la décision de sortie puisque ce sera plutôt elle qui détiendra le pouvoir de décision (Kolokolova, 2011). C'est pourquoi il faut prendre en considération certains déterminants de sortie qui se réfèrent à la famille de fonds : sa taille, sa performance, ses flux et le nombre de fonds dans la famille (Morey, 2015). Les effets attendus de ces différents déterminants sont regroupés dans le tableau 2.1, à la fin de la section.

a. La taille

La taille des fonds communs de placement est l'un des principaux déterminants de sortie des fonds et l'une des variables les plus étudiées dans la recherche. Elle est définie comme le total des actifs nets sous gestion. En termes de performance, la littérature fait état d'une relation ambiguë entre la performance des fonds communs de placement et leur taille. Grinblatt et Titman (1989 et 1994) obtiennent des résultats mitigés sur la relation entre les rendements des fonds et leur taille. Mais plus récemment, de nombreux auteurs apportent des preuves qu'elle se dégrade avec la taille des fonds (Chen, Hong, Huang et Kubik, 2004). Ces auteurs ont indiqué que les fonds communs de placement américains épuisent rapidement les économies d'échelle et entraînent par conséquent une baisse des rendements. En termes de fonds européens, Dahlquist, Engstrom et Soderlind (2000) ont estimé cette relation pour les fonds suédois et ont constaté que les fonds d'actions de petite taille affichaient de meilleures performances que les fonds de grande taille.

Cependant, Ferreira, Keswani, Miguel et Ramos (2013) constatent que la taille des fonds est liée négativement à leur performance uniquement dans l'échantillon des fonds américains. D'autres auteurs, comme Tufano et Sevick (1997) ou Malkiel et Saha (2005), ont également montré que les fonds et « hedge funds » de plus grande taille ont tendance à sous-performer les fonds de plus petite taille, probablement parce que les fonds de plus grande taille sont confrontés

à des coûts plus élevés puisque les commissions de courtage et les coûts de recherche, ainsi que les frais administratifs et généraux, n'augmentent pas de manière directement proportionnelle à la taille du fonds.

Comme de nombreux fonds appartiennent à de grandes familles de fonds qui gèrent souvent des fonds dans plusieurs pays différents, Ferreira et al. (2013) ont également analysé la performance des fonds suivant la taille de la famille de fonds. Le constat est qu'elle s'améliore avec la taille de leur famille de fonds, car les grandes familles bénéficient d'économies substantielles sur les commissions de négociation et les frais de prêt puisqu'elles sont en mesure de répartir les frais fixes sur une base d'actifs plus importante. Chen et al. (2004) arrivent à la même conclusion pour les fonds américains puisqu'ils constatent que la performance des fonds est positivement et significativement liée à la taille de la famille de fonds.

Comme la taille d'un fonds influencerait sa performance, elle a été analysée comme jouant un rôle central comme déterminant de sortie. Zhao (2005) a trouvé que les fonds de petites tailles sont les plus susceptibles d'être liquidés et les moins capables de survivre. Les fonds fusionnés au sein d'une famille sont également plus petits que les portefeuilles acquis par d'autres familles. Seuls les portefeuilles les plus petits sont liquidés, probablement parce que les familles de fonds ne peuvent pas récupérer les coûts fixes nécessaires à leur gestion et qu'il n'est pas rentable, même pour d'autres fonds, de les acquérir. Sherrill et Stark (2018) arrivent à la même conclusion dans leur analyse sur les déterminants de sortie des fonds ETF. Ils affirment que ces fonds de petites tailles sont à l'origine des liquidations.

De plus, Khorana et al. (2009) apportent la preuve que la taille de la famille de fonds est un déterminant significatif. Ils démontrent que les grandes familles de fonds sont plus susceptibles de fermer leurs fonds peu performants. Il est plus facile pour des grandes familles de fonds de les fermer puisqu'elles disposent de plus de ressources pour absorber les coûts de leur fermeture (indemnités de licenciement des employés et liquidation des actifs). De plus, comme elles sont plus attentives à leur réputation, elles voudraient maintenir leur performance globale et leur image de marque en fermant les fonds sous-performants. Cela s'explique par le comportement adopté par les investisseurs dans les fonds communs de placement. En effet, ils associent souvent les performances d'un fonds à la réputation de la famille de fonds. C'est pourquoi celles-ci doivent maintenir une image positive pour conserver leurs investisseurs (Grinblatt et Titman, 1992).

b. L'âge

L'âge d'un fonds commun de placement est défini comme étant le nombre de mois au moment où l'on fait l'analyse depuis le lancement du fonds. Il permet de mesurer sa longévité et les compétences de son gestionnaire. Nous pourrions penser que les fonds plus jeunes sont plus agiles et s'engagent à réaliser de meilleures performances pour survivre ou qu'ils sont confrontés à des coûts plus élevés et souffrent d'un manque d'expérience pendant la période de démarrage. De manière générale, la littérature rapporte que l'âge du fonds est lié à sa performance par le biais d'effets sur l'efficacité de la gestion du fonds. Ferreira et al. (2013) ont

rapporté une association fortement positive entre la performance des fonds communs de placement et l'âge du fonds, tout comme Afza et Rauf (2009) pour les fonds au Pakistan.

Cependant, Otten et Bams (2002) ont constaté que les fonds les plus jeunes surpassent les fonds les plus anciens. De plus, certains auteurs n'ont pas trouvé de relation significative entre l'âge du fonds et sa performance comme Peterson, Petranico, Riepe et Xu (2001), Chen et al. (2004) ou Ramos (2009).

Dans son étude, Zhao (2005) souligne que les fonds liquidés ont tendance à être beaucoup plus jeunes et que ceux fusionnés au sein d'une même famille ont un historique beaucoup plus long. Et en ce qui concerne les fusions inter-familiales, il semblerait que l'âge du fonds ne l'affecte pas. Donc, il conclut que les fonds fusionnés ont tendance à être plus anciens que ceux liquidés. Dans le même sens, une étude de Ding (2006) explique que la décision de liquidation est plus sensible à l'âge que la décision de fusion. En d'autres termes, un jeune fonds est plus susceptible d'être liquidé que d'être acquis.

Cependant, pour les fonds ETF, Sherrill et Starck (2018) montrent que plus un fonds est vieux, plus il y a une plus grande probabilité qu'il soit inclus dans une liquidation massive. Il explique que cette constatation contraire à la littérature sur les fonds communs de placement est probablement due au fait que les ETF plus anciens ont survécu suffisamment longtemps pour devenir importants et ne sont pas souvent confrontés à une liquidation de leur propre chef, mais plutôt à une liquidation résultant des décisions prises au niveau de la famille de fonds.

c. La performance

La performance des fonds est l'un des déterminants les plus importants dans la décision de sortie des fonds communs de placement. Elle peut être définie par différentes méthodes notamment le ratio de Sharpe (performance par rapport à son risque), l'alpha de Jensen (capacité du gestionnaire du fonds à générer des rendements excédentaires) et le ratio de Treynor (l'exposition du fonds au risque de marché). Théoriquement, si les investisseurs étaient prévoyants, ils choisiraient les fonds qui génèrent par la suite les rendements ajustés au risque les plus élevés sur la base d'informations historiques concernant la performance nette qui est reflétée par les rendements, le risque et le coût des frais.

Cependant, les preuves apportées par un grand nombre d'auteurs sont controversées. D'une part, la détermination du rendement historique des fonds est perceptible dans les fonds peu performants, c'est-à-dire que les fonds régulièrement peu performants ont une influence significative sur les rendements des fonds (Khorana et Servaes, 2012 ; Khorana et al., 2009 ; Carhart, 1997). D'autre part, de nombreuses études prouvent que la persistance des performances des fonds communs de placement américains semble être plus forte parmi les fonds les moins performants (Hendricks et al. (1993), Grinblatt et Titman (1994), Brown et Goetzmann (1995), et Carhart (1997)). En dehors des Etats-Unis, Dahlquist et al. (2000) ne trouvent pas de persistance de la performance pour un échantillon de fonds suédois, et Otten et Bams (2002) n'en trouvent pas non plus pour les fonds britanniques. Cela se confirme dans une étude plus récente de Ferreira et al. (2013) dans laquelle l'effet de la performance passée sur la

performance future des fonds américains est économiquement significatif, contrairement aux fonds hors États-Unis dont la persistance semble être beaucoup plus faible, voire inexistante.

Au niveau de la sortie des fonds, de nombreuses études ont révélé que la performance des fonds en actions américaines était un déterminant crucial des sorties de fonds. En effet, il est largement prouvé qu'une mauvaise performance augmente la probabilité de sortie d'un fonds et qu'ils sont susceptibles de sortir lorsque la performance globale du marché est mauvaise (Brown et Goetzmann 1995 ; Elton et al. 1996 ; Hendricks, Patel et Zeckhauser 1997 ; Lunde et al. 1999). Certaines études ont montré que les investisseurs seraient sensibles à la persistance de la performance des fonds et auraient tendance à retirer leurs investissements des fonds peu performants pour se tourner vers les plus performants. Zalewska et Zhang (2020) constatent une relation négative et fortement significative sur le plan statistique entre la performance des fonds et la probabilité de sortie de ceux-ci. Plus précisément, selon Zhao (2005), les fonds avec de mauvaises performances ont de fortes chances d'être liquidés ou fusionnés au sein de la famille de fonds. En effet, du point de vue d'un actionnaire, un tel fonds ne sert pas leurs intérêts et doivent être liquidés. D'un autre côté, une famille de fonds peut mettre fin à un fonds dégageant de mauvaises performances de manière à améliorer l'image de l'entière de la famille. De plus, ils seront plutôt fusionnés dans la famille de fonds car une mauvaise performance ne fera pas du fonds un bon candidat à l'acquisition par une autre famille de fonds communs de placement. Ce constat est également partagé par Jayaraman et al. (2002) qui se sont principalement concentrés sur les fusions des fonds. Ils ont constaté que la mauvaise performance passée n'est un déterminant significatif que pour les fusions au sein de la même famille de fonds communs de placement.

Au niveau de la famille de fonds, la performance de la famille affecte différemment les fusions inter-familiales et les fusions intra-familiales. Elle a un effet négatif et significatif sur les fusions inter-familiales et un effet non significatif sur les fusions intra-familiales (Zhao, 2005). Cela indique qu'une famille dont la performance est médiocre est plus susceptible de vendre des fonds à d'autres familles pour se concentrer sur ceux qui en valent la peine. Cet auteur prouve également que la performance de la famille de fonds n'a pas d'effet sur les liquidations.

d. Les flux

Les flux des fonds sont représentés par les mouvements d'argent des investisseurs vers les fonds communs de placement (flux entrants puisqu'ils ajoutent du cash dans le fonds) ou en provenance de ceux-ci (flux sortants puisqu'ils retirent le cash du fonds). Sous l'hypothèse de Gruber (1996) de « Smart Money », les investisseurs sont capables de repérer les gestionnaires compétents et de placer leur argent dans leurs fonds. En conséquence, les flux de fonds devraient avoir une relation positive avec la performance des fonds.

Un grand nombre d'études mettent en évidence une relation asymétrique entre la performance des fonds et les flux d'actifs. Plus précisément, les fonds qui génèrent des rendements élevés ont tendance à attirer des investissements supplémentaires, alors que les fonds peu performants n'enregistrent pas de rachats significatifs (voir Sirri et Tufano, 1998 ; Ippolito, 1992 ou Chevalier et Ellison, 1997). Gruber (1996) et Zheng (1999) montrent que les fonds qui

enregistrent des entrées nettes ont des performances significativement supérieures à celles des fonds qui enregistrent des sorties.

Cependant, Ferreira et al. (2013) ne trouvent aucune preuve d'une relation significative entre les flux et la performance ultérieure pour les fonds américains. En revanche, les fonds hors USA recevant plus d'argent frais ont une meilleure performance ultérieure que ceux qui reçoivent moins d'argent frais. Berggrun et Lizarzaburu (2012) viennent appuyer ce constat en trouvant une relation convexe flux-performance pour les fonds brésiliens. Il semblerait donc que ces investisseurs cherchent fortement les bonnes performances passées des fonds. Tout comme Jun, Li, Yan et Zhang (2014) qui confirment que la performance des fonds chinois est positivement liée aux flux au cours des périodes suivantes mais que les fonds qui ont bien performé dans le passé n'attirent pas de flux supplémentaires après contrôle de la performance.

La littérature prouve la relation entre ces deux facteurs pour les fonds et surtout en dehors des Etats-Unis, c'est pourquoi les flux de fonds communs de placement constituent un déterminant de sortie important à prendre en compte, comme le souligne Zhao (2005). Dans son étude, il constate un effet significatif et négatif des flux de fonds sur les trois types de sorties. En effet, pour un fonds qui génère de faibles flux entrants, la famille de fonds est plus susceptible de vouloir fermer ce fonds pour éviter des pertes nettes. Ce constat peut être mis en lien avec le fait qu'une entreprise à faible rentabilité aura une probabilité de sortie plus élevée (voir Siegfried et Evans, 1994 ; ou Reynolds, 1988).

Concernant les fusions, Jayaraman et al. (2002) constatent qu'au cours de l'année précédant la fusion, tant les fonds cibles que les fonds acquéreurs enregistrent des flux d'actifs nets négatifs, ce qui suggère que les fonds impliqués dans les fusions enregistrent des rachats nets avant la fusion. Sherrill et Starck (2018) partagent la même conclusion pour les fonds ETF pour lesquels l'insuffisance des flux entrants est un prédicteur fort des fermetures d'ETF. Ces flux auraient un impact plus important sur les liquidations d'ETF que sur les fusions.

Au niveau de la famille de fonds communs de placement, Brown et Goetzmann (1995) ont remarqué que les familles avec des afflux de capitaux élevés ont connu moins de sorties. Selon ces auteurs, cela serait dû à des signaux positifs sur la famille envoyés par ces afflux qui réduisent également la probabilité de sortie des fonds. Cette découverte a également été constatée par de nombreux auteurs comme Zhao (2005) qui a démontré que les familles de fonds qui connaissent des faibles afflux de capitaux devraient plus facilement éliminer ses fonds pour rester profitables.

e. Le ratio de dépenses

Le ratio de dépenses est constitué de tous les frais annuels supportés par les investisseurs et payés aux gestionnaires des fonds communs de placement pour qu'ils investissent leur argent. Il regroupe les frais de gestion, administratifs et de distribution (frais 12b-1). Le ratio est obtenu par l'addition de tous ces frais et exprimé en pourcentage de l'actif total du fonds. Logiquement, le ratio de frais des fonds est censé influencer fortement sur les rendements des fonds communs de placement. En effet, plus les frais sont élevés, moins les investisseurs en ont pour leur argent. Cependant, la littérature explique une relation inverse.

Khorana et al. (2009) constatent que les fonds de grande taille et les petites familles facturent des frais moins élevés, tandis que les fonds distribués dans un plus grand nombre de pays facturent des frais plus élevés. En effet, les investisseurs seraient attentifs aux frais prélevés par les fonds et pourraient influencer leur décision à sortir leur argent des fonds. De ce fait, certains auteurs démontrent une corrélation négative entre le ratio de dépenses et la performance nette de frais des fonds américains (Carhart, 1997) ou la performance avant frais (Gil-Bazo et Ruiz-Verdu, 2009). Leurs conclusions indiquent que les fonds à frais élevés ne sont pas aussi performants que les fonds à frais réduits et que les investisseurs n'ont pas été récompensés pour avoir payé des frais plus élevés par des rendements ajustés au risque plus élevés.

Cependant, tous les auteurs n'arrivent pas à cette conclusion. Chen et al. (2004) ne trouvent aucune relation entre les frais et la performance, constat partagé également par Ferreira et al. (2013) ayant analysé des fonds dans le monde. De plus, Droms et Walker (1996) ont montré que les fonds les plus performants ont tendance à avoir un ratio de frais plus élevé. Cela pourrait s'expliquer, entre autre, par le fait que ces fonds sont gérés par des gestionnaires plus expérimentés et qualifiés, ce qui induit des frais plus élevés.

English et al. (2011) ont analysé la relation entre les décisions de sortie et les frais facturés par les sociétés de gestion dans la littérature sur la sortie des fonds. Ils ont constaté que les fonds dont les frais sont élevés sont liquidés plus lentement que les fonds dont ces frais sont faibles ou nuls. Toutefois, Zhao (2005) contredit ce résultat puisqu'il constate que les fonds liquidés ou fusionnés au sein de la même famille se distinguent des fonds survivants par un ratio de dépenses plus élevé. Ce constat est également partagé par Carhart et al. (2002) qui ont trouvé que les fonds américains avec un ratio de dépenses élevé étaient plus susceptibles d'être liquidés. Si l'on se tourne vers la littérature sur les fonds ETF, Sherrill et Starck (2018) remarquent que les fonds avec un ratio de dépenses plus élevé sont moins susceptibles d'être liquidés. Mais, il ajoute que cette relation est valable lorsque l'objectif de celui-ci est florissant, ce qui est cohérent avec le fait que les investisseurs investissent plus d'argent lorsque les marchés financiers se portent bien (Kempf, Ruenzi et Thiele, 2009).

f. Autres déterminants

A travers la littérature, de nombreux auteurs ont examiné un grand nombre d'autres déterminants de la performance. Par exemple, plusieurs études ont examiné l'impact du nombre de fonds dans une famille de fonds communs de placement. Au niveau de la performance, les études sont mitigées. Galagedera, Watson, Premachandra et Chen (2014) ont analysé la performance des fonds américains. Ils ont déterminé que la taille des familles de fonds était le nombre de fonds individuels proposés par la famille de fonds à la communauté d'investissement. Leur constat est que les petites familles de fonds ont tendance à surperformer les grandes familles. A l'inverse, Chen et al. (2004) ont constaté que la relation entre la performance des fonds et le nombre de fonds au sein de la famille était positive et significative. Les mêmes résultats sont également trouvés par Yan (2008) qui explique que l'association positive entre la taille de la famille de fonds et la performance est cohérente avec l'idée que les grandes familles peuvent économiser sur certains coûts fixes tels que ceux liés au service de courtage, à la recherche, au marketing et à la distribution.

Ensuite, le taux de rotation est souvent utilisé dans la littérature comme une variable indépendante pouvant expliquer la performance des fonds. Par exemple, Chen et al. (2004), Gallagher (2003) et Carhart (1997) ont constaté que l'association entre les niveaux de rotation des fonds et les rendements était statistiquement négative. En revanche, Dahlquist et al. (2000) et Wermers (2000) ont obtenu un constat inverse. Ils ont constaté que la relation entre le niveau de rotation des fonds et les rendements est, en fait, significativement positive.

En outre, de nombreux autres déterminants, autres que les caractéristiques des fonds, ont été analysés pour conclure d'une relation avec la performance des fonds comme : la stratégie d'investissement, la durée du mandat du gestionnaire, l'environnement réglementaire, la structure de l'actionnariat, les conditions de marché et les compétences managériales (voir Ferreira et al., 2013 ; Alp, 2009 ; Yan, 2008). Cependant, aucune étude sur les déterminants de sortie des fonds communs de placement n'existe selon nos recherches sur ces sujets. C'est pourquoi, dans cette analyse, nous ne tiendrons compte que des déterminants analysés par Zhao (2005) de manière à pouvoir réellement comparer les fonds communs de placement conventionnels et ESG.

2.2. Les sorties de fonds communs de placement ESG

A notre connaissance, aucune recherche antérieure n'a complètement traité des décisions de sortie pour le cas spécifique des fonds communs de placement ESG, à l'exception de l'étude de Alda et al. (2019). Nous l'avons analysée avec précaution puisque c'est la première sur ce sujet et qu'elle n'a été réalisée que sur un très petit échantillon (534 fonds communs de placement d'actions Socialement Responsables (SR) américains dans lequel 182 événements de sortie ont eu lieu).

Malgré le manque d'études réalisées sur ce sujet, plusieurs ont examiné des questions qui pourraient avoir un impact sur les liquidations et les fusions des fonds ESG. Comme les preuves empiriques antérieures sont mitigées, il est difficile de prédire quels seront les déterminants de sortie des fonds. Cependant, nous pouvons nous attendre à trouver des différences entre les sorties des fonds ESG et conventionnels puisque la littérature comparant ces deux types de fonds a démontré qu'un comportement en quête de performance n'est pas aussi évident pour les investisseurs éthiques.

Selon Bollen (2007), les investisseurs dans les fonds SR peuvent tirer profit de la détention de titres d'entreprises qui correspondent à un ensemble de valeurs personnelles ou de préoccupations sociétales. Donc, ils peuvent avoir une fonction d'utilité multi-attributs qui intègre un aspect supplémentaire dans leur choix d'investissement. Comme ces investisseurs peuvent considérer qu'investir dans un fonds SR revient à consommer l'attribut SR, l'activité de souscription et de rachat peut être plus régulière dans ces fonds que dans les fonds conventionnels de façon à lisser la consommation de l'attribut. Renneboog, Ter Horst et Zhang (2008) ajoutent que si les investisseurs tirent une utilité non financière de leurs investissements dans des fonds ESG, ils se soucient moins de la performance financière que les investisseurs conventionnels.

a. Définitions

Le secteur de l'ISR a connu une importante croissance ces dernières années. Il s'est non seulement développé de manière significative mais il a aussi mûri, en ce sens qu'il est devenu plus complexe et a commencé à entrer dans le courant dominant des pratiques d'investissement (Sparkes et Cowton, 2004). C'est pourquoi c'est également un sujet qui a suscité l'intérêt de la littérature financière.

L'investissement socialement responsable (ISR) consiste à intégrer de façon structurée et systématique des objectifs sociaux et environnementaux dans les décisions d'investissement (Schueth, 2003). L'ISR est donc une stratégie qui inclut les critères ESG (Environnementaux, Sociaux et de Gouvernance) dans les processus d'investissement. La raison d'être de cette stratégie est de prendre en compte, à la fois, le rendement financier et les investissements responsables pour le développement de la société (Ogrizek, 2002). L'ISR est un moyen de faire pression sur les entreprises pour qu'elles améliorent leurs pratiques en la matière.

Ces deux terminologies sont souvent confondues, à tort. Si l'« ESG » fait référence à une série de critères d'évaluation non financiers qui peuvent être utilisés comme des filtres, l'Investissement Socialement Responsable (ISR) est une stratégie de gestion qui utilise les critères ESG pour construire un univers d'investissement « responsable » (Remy, 2021). Nous appellerons donc les fonds ESG, les fonds communs de placement intégrant les critères ESG dans leurs décisions d'investissement.

b. Performance des fonds ESG

Le premier débat de la littérature est celui de la performance des fonds ESG. En effet, il existe un important nombre d'études démontrant des résultats opposés. D'abord, de nombreux auteurs arrivent à la conclusion que les investissements responsables sont plus profitables que les indices de référence globaux ou même que les portefeuilles conventionnels. Nous retrouvons, par exemple, Friede, Busch et Bassen (2015) qui rapportent une relation positive entre performance et propension à faire pencher les portefeuilles vers les valeurs ESG, ou Derwall et al. (2004) qui concluent que les portefeuilles éco-efficaces (composés d'entreprises plus respectueuses de l'environnement) génèrent des rendements plus élevés que les stratégies non éco-efficaces.

Cependant, Gil-Bazo, Ruiz-Verdu et Santos (2010) trouvent que les fonds ESG affichent de meilleures performances que leurs homologues conventionnels, même après déduction des frais de gestion, mais cette surperformance est le fait de fonds spécialisés. Les véhicules ISR des fonds généraux sont moins performants. D'autres auteurs vont même plus loin en montrant que les "sin stocks" (appartenant aux secteurs des services pour adultes, de l'alcool, des biotechnologies, de la défense, des jeux et du tabac) produisent un rendement annuel combiné de 19 %, surpassant tout indice de référence raisonnable (Fabozzi, Ma et Oliphant, 2008). De même, Bolton et Kacperczyk (2021) ou Busch, Johnson et Pioch (2022) constatent que les entreprises dont les émissions totales de CO2 sont plus élevées obtiennent des rendements plus élevés. Plus précisément, Baily et Gnabo (2022) ont constaté que les fonds fortement ESG ont de faibles performances par rapport à leurs homologues conventionnels, mais ils seraient plus

résistants au risque climatique, effaçant l'écart de performance financière entre les deux groupes lorsque le risque climatique augmente.

Pour la plupart des études empiriques de la littérature, les auteurs ne trouvent aucune preuve de différences statistiquement significatives entre les performances des fonds ESG et celles des fonds conventionnels sur de nombreux marchés mondiaux. Dolvin, Fulkerson et Krukover (2017) ou Bauer, Koedijk et Otten (2005) comparent les fonds éthiques aux fonds conventionnels et ne trouvent pas de différences significatives dans les mesures de performance (notamment les rendements moyens, le ratio de Sharpe et les mesures de diversification). De plus, ces auteurs, mais aussi Gregory et Whittaker (2007), suggèrent que l'inclusion de critères éthiques dans les politiques d'investissement des fonds ne semble pas avoir d'impact sur la performance.

c. Déterminants de sortie potentiels

La littérature n'analyse pas directement les déterminants de sortie des fonds communs de placement ESG mais tire certaines conclusions sur les déterminants de la performance de ces fonds. De plus, elle émet des hypothèses en rapport avec les probabilités de décisions de sortie des fonds ESG pouvant être prises par les sociétés de gestion.

Selon Benson et Hemphrey (2008), les flux de fonds ESG sont moins sensibles aux rendements que les flux de fonds conventionnels. Ils confirment donc une relation asymétrique entre les flux et la performance pour les fonds ESG. Les auteurs expliquent que cela pourrait être lié au fait que les investisseurs ISR sont plus susceptibles de réinvestir leur argent dans des fonds qu'ils possèdent déjà. Étant donné que les critères non financiers diffèrent sensiblement d'un fonds ISR à l'autre, il est difficile pour ces investisseurs de trouver un fonds alternatif qui réponde exactement à leurs objectifs non financiers. Ils sont donc moins susceptibles de changer de fonds que les investisseurs conventionnels. Ce fait a également démontré que les investisseurs ne sont pas sensibles aux performances financières passées des fonds ESG, ou en tout cas beaucoup moins que ceux des fonds conventionnels, ce qui peut influencer les sociétés de gestion de fonds communs de placement SR à conserver des fonds présentant des mauvais résultats financiers tant qu'ils sont capables d'attirer des investisseurs en raison de l'utilité non financière procurée (In et al. 2014).

Renneboog et al. (2011) confirment d'abord les précédentes constatations. Dans un second temps, ils se sont concentrés sur la relation entre les flux monétaires et les caractéristiques spécifiques de l'ISR qui comprennent l'âge et la taille du fonds, le niveau des frais, l'appartenance à une famille de fonds et le degré d'internationalisation des investissements d'un fonds. Ils ont constaté que les fonds plus jeunes et plus petits, ainsi que ceux dont les frais sont moins élevés ou dont la volatilité des rendements est plus faible, attirent effectivement davantage de flux de capitaux que les fonds plus grands, plus anciens, plus chers ou plus risqués. De plus, les fonds appartenant à une grande famille de fonds attireraient beaucoup plus de flux financiers. Sur cette base, nous pouvons penser qu'il y aurait une relation entre ces caractéristiques spécifiques et les décisions de sortie. En effet, si les sociétés de gestion sont plus enclines à liquider des fonds ESG qui ne sont pas capables d'attirer des investisseurs, les

fonds plus grands, plus anciens, avec plus de frais ou plus risqués devraient avoir une probabilité de sortie plus importante.

Cependant, d'autres analyses empiriques ont montré que les fonds ESG et les fonds conventionnels ne sont pas différents. El Ghoul et Karoui (2017) ont constaté que le critère ISR est négativement lié à la performance ajustée au risque, à la volatilité des rendements, au R-carré, au nombre d'actions et au ratio de dépenses. De plus, conformément à l'idée selon laquelle une augmentation du niveau d'ISR des fonds attire les investisseurs sociaux et repousse les investisseurs en quête de performance, ils constatent que la relation flux-performance s'affaiblit à mesure que le niveau d'ISR augmente. Par conséquent, les fonds fortement ESG sont susceptibles d'attirer des investisseurs moins sensibles à la performance.

En outre, Bialkowski et Starks (2016) ont également constaté une convergence entre les investisseurs en fonds conventionnels et en fonds ESG en ce qui concerne la sensibilité aux performances financières passées et à la volatilité des flux de fonds communs de placement. Ces auteurs ont également remarqué que les portefeuilles avec des flux sortants surperforment les portefeuilles avec des flux entrants. Cette preuve empirique semble être due aux fonds ESG, aux fonds de grande taille, aux fonds sans frais, aux fonds non institutionnels et aux fonds d'investissement à faible minimum.

Aussi, Muñoz (2019) a observé que les flux de fonds ESG américains semblaient être sensibles aux rendements décalés. Ce constat est également partagé par Bollen (2007) et El Ghoul et Karoui (2017) qui ajoutent que ce résultat est cohérent avec le fait que les investisseurs des fonds ESG présentent une fonction d'utilité conditionnelle. Ainsi, ils investissent dans ces fonds conditionnellement à une bonne performance. Par conséquent, nous pouvons nous attendre à ce que les sociétés de fonds communs de placement liquident les fonds ESG en cas de mauvais résultats financiers, et les conclusions tirées pour les fonds conventionnels pourraient être étendues aux fonds communs de placement ESG.

Si l'on se penche sur l'étude menée par Alda et al. (2019), nous remarquons qu'ils obtiennent les mêmes déterminants de sortie pour les fonds communs de placement ESG et conventionnels. Les auteurs ont émis l'hypothèse que ces similitudes peuvent être dues au fait que ces décisions sont prises par les familles de fonds et que celles-ci appliquent les mêmes critères de décision à tous leurs fonds, indépendamment de leur caractère SR. D'autre part, cette constatation renforce l'idée que les fonds ESG et conventionnels ne sont peut-être pas si différents. Concrètement, les auteurs constatent que les fonds ESG de petite taille, les fonds ayant des flux de fonds plus faibles et les fonds plus jeunes sont plus susceptibles d'être liquidés, ce qui indique que les fonds moins puissants sont éliminés. Au niveau des familles de fonds, les fonds ESG des familles de taille plus réduite et ayant un nombre de fonds plus faible sont plus susceptibles d'être liquidés, ce qui montre que les familles cherchent à améliorer leur efficacité. Cependant, ces auteurs constatent toutefois plusieurs différences au niveau des déterminants des fusions intra-familiales et inter-familiales. En particulier, ces dernières sont plus probables que les premières lorsque les fonds appartiennent à des familles qui ont une meilleure performance financière et des flux plus faibles et qui possèdent un nombre inférieur de fonds.

2.3. Période de crise du marché

a. Performance des fonds conventionnels en période de crise

La grande majorité des études ne distinguent pas les performances et ses déterminants entre les différents états du marché, malgré les preuves récentes montrant que les fonds communs de placement conventionnels ont des performances différentes selon les conditions du marché.

En termes de performance, Wang (2010) constate que les fonds communs de placement sous-performent dans une situation économique favorable mais la performance est significativement meilleure lors des périodes de récession économique. Ce constat est également confirmé par Glode (2011) et Kosowski (2011) qui montrent que les fonds communs de placement conventionnels ont tendance à mieux performer pendant les récessions que pendant les périodes d'expansion, ce qui suggère que les capacités des gestionnaires de fonds peuvent dépendre de l'état du marché. En effet, durant ces périodes, ceux-ci peuvent redoubler d'efforts pour obtenir de meilleures performances. Nous pouvons trouver d'autres explications à cette variation de performances comme la dépendance des incitations des gestionnaires selon l'état de l'économie (Wang, 2010).

Ensuite, Zalewska et Zhang (2020) ont analysé la relation entre la sortie et la performance dans le secteur des fonds communs de placement américains durant la crise financière de 2008 afin d'évaluer si cette relation s'est affaiblie, hypothèse soutenue par Schmidt, Timmerman et Wermers (2016). En effet, un exode particulièrement important des investisseurs du marché et les incitations des familles de fonds à empêcher les investisseurs de passer à la concurrence pourraient s'être affaiblis. Les auteurs ont constaté une relation négative et statistiquement significative entre la performance des fonds et la probabilité de sortie des fonds au cours de deux périodes (avant et après la crise) mais pas pendant la crise financière. De plus, ils ont remarqué que si, pendant la crise financière, le rôle de la performance dans la détermination des sorties a diminué, celui des frais et des charges a augmenté.

b. Performance des fonds ESG en période de crise

Les preuves empiriques de la performance des fonds ESG en fonction des différents états du marché sont rares. Nofsinger et Varma (2014) montrent que les fonds ISR américains surperforment les fonds conventionnels présentant des caractéristiques similaires pendant les périodes de crise et les sous-performent en dehors des périodes de crise. En outre, ils constatent que la surperformance des fonds ISR en période de crise est due aux fonds qui utilisent des filtres positifs, en particulier ceux liés aux questions environnementales, sociales et de gouvernance (ESG), alors que les fonds qui utilisent des filtres négatifs, tels que les filtres "péchés" ou les filtres basés sur la religion, n'affichent pas un profil de performance similaire. De cette manière, leurs résultats soutiennent l'idée que les fonds ISR offrent une protection supplémentaire aux investisseurs en temps de crise. Ce constat est également partagé par l'étude réalisée par Matallín-Sáez et al. (2019).

Au niveau des fonds européens, Becchetti, Ciciretti, Dalo et Herzel (2015) comparent la performance des fonds ISR et des fonds conventionnels sur plusieurs marchés de l'univers des

fonds d'investissement Morningstar. Leurs résultats montrent que les fonds ISR ont joué un rôle d'assurance pendant la crise financière mondiale de 2007, puisqu'ils ont surperformé les fonds conventionnels, conformément aux conclusions de Nofsinger et Varma (2014). De plus, Leite et Cortez (2015) ont démontré que les fonds ISR français étaient nettement plus performants en période de crise qu'en temps normal. De manière générale, ils concluent qu'ils ne trouvent pas de preuve que les fonds ISR français offrent une protection supplémentaire contre le risque de baisse aux investisseurs par rapport aux fonds conventionnels en période de crise, mais ils n'impliquent pas non plus de sacrifice en termes de performance financière. En revanche, en dehors des périodes de crise, leurs résultats suggèrent que les investisseurs socialement responsables peuvent avoir à payer un prix pour l'éthique.

Dans leur étude, Alda et al. (2019) ont constaté que les périodes de crise n'affectaient pas de manière significative les événements de sortie des fonds communs de placement SR dans l'échantillon analysé. Ce résultat est conforme à la littérature qui montre que les fonds SR pourraient être moins sensibles aux crises que les fonds conventionnels. Cela pourrait s'expliquer par le fait que les investisseurs en fonds SR pourraient être plus fidèles pendant les baisses de marché. À cet égard, Renneboog et al. (2008) ont mis en évidence un résultat intéressant du rapport de l'USSIF (2001), qui indique que "pendant la baisse du marché boursier au cours des 9 premiers mois de 2001, il y a eu une chute de 94 % des entrées d'argent dans tous les fonds communs de placement américains, alors que la chute des investissements nets dans les fonds à sélection sociale ne s'élevait qu'à 54 %".

c. La crise de la Covid-19

Pour terminer, la crise de la Covid-19 a eu un sérieux impact sur l'économie mondiale et sur les marchés boursiers puisqu'ils ont connu d'importantes fluctuations. Durant cette période, un grand nombre d'investisseurs ont été contraints de réajuster leurs placements et leurs portefeuilles. Cette volatilité n'a pas économisé les fonds communs de placement ESG, et plusieurs auteurs ont supposé que les investisseurs ont été entraînés à récupérer leurs investissements des fonds ESG durant la pandémie.

Certains auteurs ont analysé la période de crise liée à la Covid-19. C'est le cas de Döttling et Kim (2022) qui ont examiné la réponse de la demande des investisseurs individuels en matière de durabilité à la détresse financière et économique imposée par cette crise, et ont ainsi déterminé les préférences sous-jacentes qui peuvent motiver la demande individuelle d'ISR. Ils ont constaté que les fonds bénéficiant d'une notation élevée en matière de durabilité avant la crise connaissent une baisse plus marquée des flux nets de fonds. De plus, ils connaissent une probabilité accrue de sorties nettes en réponse au choc de la Covid-19 par rapport au fonds moyen et aux fonds bénéficiant d'une notation faible en matière de durabilité. Cela annule l'attrait relatif des flux de détail dont ces fonds bénéficiaient avant le ralentissement induit par la pandémie.

Dans leur analyse, Pisani et Russo (2021) ont comparé les performances financières des fonds ESG avant et pendant la pandémie de la Covid-19. Ils ont constaté que les fonds les plus durables semblent avoir mieux réagi à l'événement inattendu, tant en termes de rendement que

de risque. L'analyse préliminaire des statistiques descriptives indique qu'après la rupture structurelle du 20 février 2020, les fonds à forte ESG ont pu se rétablir plus rapidement et que la méthodologie basée sur l'étude des événements a permis de montrer leur niveau supérieur de résilience. Ces auteurs ont également conclu que les fonds d'investissement durables peuvent également être considérés comme un instrument d'assurance contre les risques inattendus.

Tableau 2.1 – Résumé des effets hypothétiques des déterminants potentiels sur les différentes formes de sortie

Variables	Liquidation	Fusion intra-familiale	Fusion inter-familiale
Niveau du fonds			
Taille			
Conventionnel	-	-	-
ESG	-	?	?
Age			
Conventionnel	-	+	/
ESG	-	?	?
Performance			
Conventionnel	-	-	/
ESG	?	?	+
Flux			
Conventionnel	-	-	-
ESG	-	?	-
Ratio de dépenses			
Conventionnel	+	+	/
ESG	+	?	?
Niveau de la famille			
Taille			
Conventionnel	+	+	-
ESG	-	?	?
Performance			
Conventionnel	+	/	-
ESG	?	?	?
Flux			
Conventionnel	-	-	-
ESG	?	?	?
Nombre de fonds			
Conventionnel	+	+	+
ESG	-	?	-

Note. – Ce tableau résume les signes hypothétiques des déterminants potentiels pour chaque forme de sortie sur base du tableau établi par Zhao (2005) amélioré par quelques ajouts de la littérature plus récente. Un signe positif (+) indique qu'une valeur plus élevée de la variable correspondante devrait augmenter la probabilité de la forme de sortie, tandis qu'un signe négatif (-) indique qu'une valeur plus élevée des variables correspondantes devrait diminuer la probabilité de la forme de sortie. Une barre oblique (/) indique qu'on ne s'attend pas à ce que la variable correspondante affecte de manière significative la probabilité de la forme de sortie. Un point d'interrogation (?) signifie que nous n'avons pas trouvé d'études indiquant la probabilité de sortie de la forme de sortie en fonction de la variable correspondante.

3. Méthodologie

3.1. Données

L'analyse se base sur un ensemble de données mensuelles, provenant de Morningstar et portant sur des fonds communs de placement en actions domiciliés sur le marché européen et allant de décembre 2018 à décembre 2022 (période limitée par la disponibilité des données de durabilité). Cette base comporte 96 430 observations représentant 13 112 fonds. Tous ces fonds poursuivent une stratégie d'investissement active, ce qui exclut les fonds de fonds et les fonds indiciels (ETF). De plus, dans la base de données, nous avons pris en compte qu'un portefeuille était relatif à un fonds. De cette façon, lorsque plusieurs parts d'un même fonds sont disponibles, nous sélectionnons la plus ancienne afin d'éviter un double comptage comme dans Wermers (2000) ou Nanda, Wang et Zheng (2004).

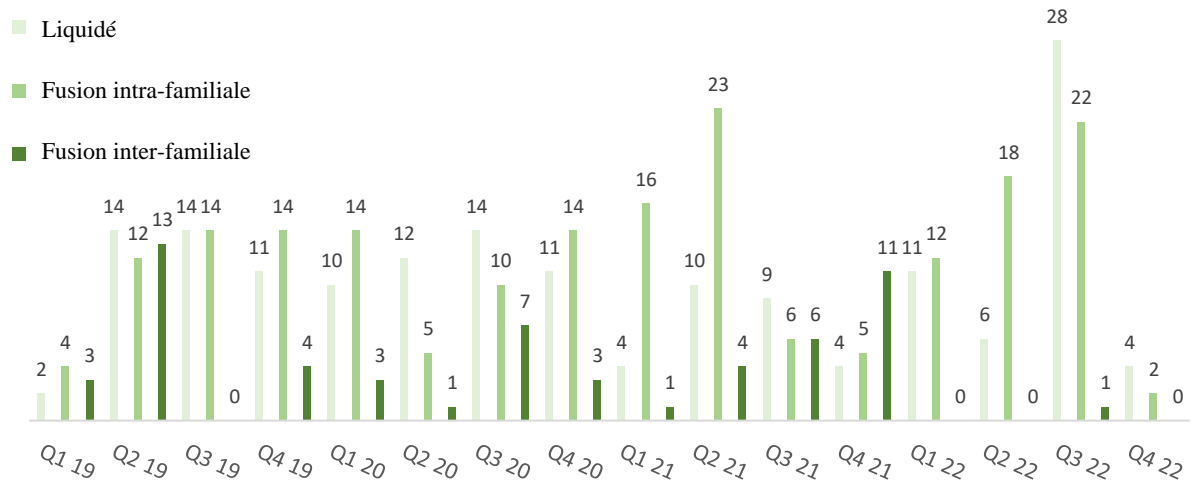
Les données comprennent, comme Zhao (2005) : le nom et la famille du fonds (société de gestion), la date de lancement, l'âge du fonds (en mois), le rendement mensuel (brut et net), la VNI (Valeur Nette d'Inventaire), le ratio des frais, le ratio de rotation, les frais du fonds (frais de gestion, frais d'entrée et de sortie) et l'actif total. De plus, nous avons ajouté l'identifiant du fonds, la performance³, la catégorie d'investissement, le domicile du fonds, les flux, le nombre d'actions en portefeuille, l'écart-type, la zone d'investissement, la région de vente, l'ISIN. En terme de durabilité, nous avons considéré les variables ESG et Durabilité, les Globes Morningstar. Cette analyse prend également en compte des informations fournies par Morningstar sous les étiquettes « Type d'obsolescence », « Date d'obsolescence », « Fusionné dans un titre » et « ID de fusion » afin d'identifier les sorties de fonds communs de placement dans notre échantillon. Cela permet, pour les fonds sortis, d'obtenir des informations sur la date de leur sortie, leur historique jusqu'à leur sortie, s'ils ont été liquidés ou fusionnés, et l'identité des fonds acquéreurs. Pour pouvoir identifier s'il s'agit d'une fusion inter- ou intra-familiale, j'ai créé une variable supplémentaire « Inter-familiale » qui prend la forme d'un oui lorsque la famille d'un fonds liquidé est similaire à celle du fonds acquéreur, et d'un non dans le cas inverse.

Au vu du caractère incomplet de certaines observations de notre échantillon, nous avons écarté de notre analyse les observations pour lesquelles nous n'avons aucune information. Suite à cette manipulation, notre échantillon final se compose de 2 840 fonds (dont 828 fonds en actions mondiales et 2 012 fonds en actions domestiques) appartenant à 421 familles de fonds, comme le montre le panel A du tableau 3.1. Près d'un tiers des familles de fonds ne gère qu'un seul fonds tandis que plus de la moitié des familles s'occupe de la gestion de 2 à 20 fonds. Seulement 0,5 % des familles de fonds gèrent un grand nombre de fonds, soit plus de 50. Le panel B indique le nombre d'actions en portefeuille détenues par chaque fonds. Le portefeuille des 2 840 fonds pour lesquels nous avons récolté l'information est composé de 1 à 6 029 actions. Seulement 106 fonds disposent de plus de 300 actions dans leur portefeuille, tandis que plus de la moitié, soit 1 566 fonds, en possède entre 1 et 60 en portefeuille.

³ La performance des fonds est indiquée par les Alphas du modèle CAPM et des 4 facteurs. Ils sont calculés sur base des rendements des 24 mois précédents, en utilisant les facteurs européens fournis par Fama et French.

Sur cet échantillon de 3 ans, 412 fonds communs de placement sont sortis, ce qui implique que 2 428 fonds n'ont subi aucun type d'événement de sortie au cours de la période considérée. Parmi ces sorties, nous dénombrons 164 fonds liquidés et 248 fusionnés, dont 57 fusionnés avec une autre famille de fonds et 191 au sein de la même famille. Plus précisément, le graphique 3.1 présente la distribution des événements de sortie des fonds par mois de janvier 2019 à décembre 2021. La période pour laquelle il y a le plus de liquidations est le troisième trimestre 2022 avec 28 liquidations de fonds communs de placement. Ce trimestre est également marqué par le deuxième plus grand nombre de fusions au sein de la même famille (22 fusions pour le Q3 22 et 23 pour le Q2 21). En ce qui concerne les fusions inter-familiales, les moins fréquentes, un pic est observé au deuxième trimestre de 2019 avec 13 fusions alors qu'en moyenne, seulement moins de 4 fusions sont observées par trimestre. De plus, plusieurs périodes ne contiennent pas de fusions inter-familiales comme le Q3 de 2019, le Q1 et Q2 de 2022 ou le Q4 de 2022.

Graphique 3.1 - Les fonds sortis entre le 1^{er} janvier 2019 et le 31 décembre 2022 par type de sortie



Au niveau de la crise de la Covid-19, Pisani et Russo (2021) ont estimé qu'elle avait commencé à la suite du crash du marché le 20 février 2020, une estimation partagée par le NBER⁴. Concernant la fin de cette période de crise, elle a été estimée au 24 septembre 2020 par Ganie, Wani et Yadav (2022). Nous avons donc pris en considération cette période de crise dans notre analyse. Pour tenir compte de l'influence des périodes économiques sur les décisions de sortie des fonds, nous avons créé une variable muette prenant la valeur de 1 pour les rendements en période de crise et zéro dans le cas inverse. Sur base du graphique 3.1, la crise de la Covid-19 n'influencerait pas la liquidation ou la fusion des fonds communs de placement puisque nous n'observons pas, à cette période, une augmentation du nombre de sorties par rapport aux autres périodes.

Pour qualifier un fonds de fonds communs de placement ESG, nous avons considéré tous les fonds disposant d'une note de durabilité accordée par Morningstar comme Döttling et Kim (2022)⁵. Cette note est une moyenne mobile mensuelle de la durabilité du portefeuille des fonds

⁴ Voir le rapport du NBER via : https://www.nber.org/system/files/working_papers/w30647/w30647.pdf

⁵ Nous avons écarté tous les fonds qui ne disposaient pas d'une note de durabilité accordée par Morningstar.

sur les 12 derniers mois, calculée comme la moyenne pondérée des notes de risque ESG de l'entreprise fournies par Sustainalytics⁶. En pratique, Morningstar attribue aux fonds une note sous forme de Globes, qui commence à un Globe (durabilité la plus faible) et se termine à cinq Globes (durabilité la plus élevée)⁷. Cette note de durabilité, qui a été introduite en 2016, est affichée de manière visible pour les investisseurs dans les rapports de Morningstar et librement accessible sur son site web. Parmi les 2 840 fonds communs de placement analysés, nous avons analysé les critères de durabilité en les décomposant en fonds « High ESG » et « Low ESG ». Le premier type est composé de tous les fonds ayant obtenus une note de durabilité de 3 Globes ou plus, soit à partir de la moyenne jusqu'à la note la plus élevée. Pour le deuxième type, la logique est la même mais pour les fonds ayant obtenu la note de 2 Globes ou moins, soit en dessous de la moyenne. Nous avons donc considéré 2 121 fonds « High ESG » et 719 fonds « Low ESG ».

Le tableau 3.2 décompose les fonds ESG en fonction de la note que leur a accordé Morningstar par type de décision : la survie, la liquidation ou la fusion. Sur l'échantillon analysé, seulement 14,5 % des fonds ESG ont connu une sortie. Le plus grand nombre de fonds ESG survivants mais aussi liquidés et fusionnés sont ceux avec une note de 3 globes, ce qui représente en moyenne 24,5 % du total pour les fonds fusionnés en inter-familial et 35 % pour les autres. Le deuxième constat est qu'il y a, pour chaque type de sortie, plus de fonds très « High ESG » (5-Globes) que très « Low ESG » (1-Globe) qui subissent une sortie. 7 fonds liquidés, 11 fonds fusionnés au sein de la même famille de fonds, et 5 fonds fusionnés en dehors de la famille possèdent une notation de 1-Globe comparé à 14, 22 et 11 pour les fonds avec 5-Globes.

3.2. Statistiques sommaires

Le tableau 3.3 présente les médianes de la performance et autres caractéristiques des fonds pour les fonds survivants, liquidés, fusionnés en intra-familial et fusionnés en inter-familial. Il nous indique les statistiques des fonds communs de placement conventionnels et ESG ainsi qu'un test de moyenne (Welch two-sample t-test à 95 % de niveau de confiance). Le panel A présente plusieurs mesures de la performance des fonds. L'Alpha à facteur unique et l'Alpha multifactoriel sont calculés par des modèles différents. Pour évaluer la performance des fonds, nous utilisons le Capital Asset Pricing Model (CAPM) à un facteur, le modèle à 4 facteurs de Carhart (voir Carhart, 1997) basé sur le modèle à 3 facteurs de Fama et French (1993) et les rendements nets mensuels.

En termes de performance, en général, les fonds sortis, qu'ils soient liquidés ou fusionnés, ont une moins bonne performance que les fonds survivants sur base des rendements mensuels, de l'Alpha de Carhart et du CAPM. En effet, l'Alpha à facteur unique (Alpha multifactoriel) est de -0,86 % et -0,62 % (-0,04 % et -0,08 %) pour les fonds liquidés conventionnels et ESG ; de

⁶ « Sustainalytics ESG Risk Ratings » mesure l'exposition non gérée d'une entreprise aux risques ESG, de sorte que les entreprises ayant de meilleures pratiques ESG et des modèles d'entreprise moins controversés obtiennent de meilleures notes. Voir le site web de Sustainalytics (<https://www.sustainalytics.com/esg-ratings>).

⁷ Voir la méthodologie utilisée par Morningstar via

https://www.morningstar.com/content/dam/marketing/shared/research/methodology/744156_Morningstar_Sustainability_Rating_for_Funds_Methodology.pdf

-0,91 % et -0,66 % (-0,16 % et -0,05 %) pour les fonds fusionnés au sein de la même famille conventionnels et ESG ; de -0,78 % et -0,62 % (-0,24 % et -0,11 %) pour les fonds fusionnés en inter-familial conventionnels et ESG ; contre -0,63 % et -0,54 % (0,12 % et 0,12 %) pour les fonds survivants conventionnels et ESG. Cette tendance est similaire pour la performance mensuelle médiane des fonds conventionnels excepté pour les fonds ESG fusionnés affichant une meilleure performance que les fonds communs de placement survivants. Cependant, après avoir réalisé un t-test, les performances mensuelles des fonds conventionnels et ESG survivants et sortis ne sont pas significativement différentes.

Le panel B présente les médianes d'autres caractéristiques des fonds, à savoir la taille du portefeuille à l'aide de la Valeur Nette d'Inventaire (actif total du fonds), l'âge du fonds, les flux mensuels, le ratio des dépenses du fonds, le nombre de fonds par famille de fonds, le nombre de familles de fonds, le nombre de fonds nationaux et mondiaux (par rapport au total des fonds par type de fonds et de sortie).

Une importante différence de taille est observée entre les fonds sortis et les fonds survivants. Tous les fonds disparus sont beaucoup plus petits que les fonds survivants puisque les fonds communs de placement conventionnels et ESG liquidés et les fonds ESG fusionnés le sont 3 fois, et les fonds conventionnels fusionnés en inter-familial le sont 5 fois. Toutefois, les fonds conventionnels fusionnés à l'intérieur de la famille de fonds réduisent cet écart médian à plus de la moitié (54 %) avec 78,56 millions d'euros d'actifs comparé à 146,40 pour les fonds survivants. De plus, en général, la taille médiane des fonds ESG est significativement plus importante que celle des fonds conventionnels excepté pour les fonds fusionnés en intra-familial.

De manière générale, les fonds sortis sont plus jeunes que les fonds survivants à l'exception des fonds conventionnels fusionnés à l'intérieur de la famille de fonds avec un âge de 217 mois comparé à 193 mois pour les fonds survivants. De plus, les fonds ESG sont plus vieux que les fonds conventionnels sauf en ce qui concerne les fonds fusionnés en inter-familial. Toutefois, cette différence d'âge entre ces deux types de fonds n'est pas significative.

En termes de flux, tous les fonds de notre échantillon connaissent des sorties médianes nettes. Cependant, elles sont plus importantes pour les fonds sortis et particulièrement pour les fonds fusionnés au sein de la même famille. En effet, ils connaissent des sorties médianes nettes de 1,04 % pour les fonds conventionnels et 0,60 % pour les fonds ESG comparé à -0,30 % et -0,20 % pour les fonds survivants. Nous constatons également qu'elles sont plus importantes pour les fonds conventionnels que pour les fonds ESG dans le cas des fonds survivants et fusionnés en intra-familial, pour les autres, cette différence n'est pas significative.

Au niveau du ratio de dépenses médian, il est à peu près similaire pour tous les types de décisions puisqu'il ne varie que de 0,12 % à 0,14 %. De plus, il est significativement différent uniquement pour les fonds communs de placement fusionnés. Les familles de fonds survivants semblent posséder plus de fonds conventionnels et ESG que les familles des fonds sortis. En effet, nous constatons que 2 ou 3 fonds sont gérés par une famille dans le cas des fonds conventionnels et ESG survivants et seulement de 1 pour les fonds sortis. Enfin, notre échantillon est constitué de plus de fonds investissant dans le pays dans lequel il est domicilié que dans le monde. Nous observons une moyenne de 76 % de fonds domestiques comparé aux

fonds mondiaux. De plus, cette tendance se renforce en présence des fonds sortis et pour les fonds conventionnels.

3.3. Méthodes et construction de variables

Zhao (2005) et Jayaraman et al. (2002) constatent que certains facteurs peuvent avoir des effets différents sur les liquidations, fusions intra- ou inter-familiales. De ce fait, au départ, de façon à pouvoir étudier la distinction entre les différentes formes de sortie, nous avons voulu estimer plusieurs modèles logit multinomial à quatre choix, comme Zhao (2005). Pour chacun d'entre eux, pour chaque fonds et pour chaque mois, la famille de fonds dispose de quatre choix : (1) conserver le portefeuille d'un fonds ; (2) liquider le portefeuille du fonds ; (3) fusionner le portefeuille du fonds avec un autre portefeuille au sein de la même famille ; (4) fusionner le portefeuille du fonds avec un autre portefeuille dans une autre famille de fonds. Le maintien du portefeuille du fonds est utilisé comme groupe de comparaison.

La décision de sortie est prise en fonction des valeurs d'un ensemble d'attributs de la famille et du portefeuille. L'équation générale peut donc s'écrire comme suit :

$$Prob(Y = j) = \frac{\exp(\beta'_i X_{i,t})}{1 + \sum_{k=1}^4 \exp(\beta'_k X_{i,t})} \text{ où } j = 1, 2, 3 \text{ et } 4 \quad (1)$$

où j représente chaque type de sorties ; et k prend les valeurs de 1 à 4 pour représenter également le type de sortie.

Conformément à la littérature sur les fonds communs de placement, la probabilité d'un événement de sortie est estimée en fonction de trois sous-ensembles de variables indépendantes : (i) les variables relatives aux fonds ; (ii) les variables relatives aux familles de fonds ; (iii) les variables fictives pour contrôler les caractéristiques des fonds.

Sur cette base, nous voulions estimer trois modèles, présentés dans le tableau 3.3. Le premier visait à estimer le paramètre $\beta'_i X_{i,t}$ en tenant compte des caractéristiques des fonds mais également de leur famille de fonds ; le second est un modèle complet tenant compte des caractéristiques des fonds, des caractéristiques de la famille de fonds et de variables muettes (ESG et crise) pour étudier d'une part les différences entre les déterminants de sortie des fonds conventionnels et des fonds ESG, et d'autre part, ces différences en période de crise ; le troisième dispose d'un nouvel ensemble de variables explicatives de façon à pouvoir étudier les effets des différents facteurs et savoir s'ils sont les mêmes pour les fonds communs de placement conventionnels et ESG.

Tableau 3.3 – Trois modèles initialement estimés

Modèle 1 : Modèle logit multinomial comprenant les déterminants de sorties potentiels liés aux caractéristiques des fonds et aux familles de fonds

$$\beta'_i X_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 PF_{i,t-1} + \beta_2 FF_{i,t-1} + \beta_3 TF_{i,t-1} + \beta_4 AF_{i,t-1} + \beta_5 DF_{i,t-1} + \beta_6 PFam_{i,t-1} + \beta_7 TFam_{i,t-1} + \beta_8 FFam_{i,t-1} + \beta_9 FIFam_{i,t-1} \quad (2)$$

Modèle 2 : Modèle logit multinomial comprenant les déterminants de sorties potentiels liés aux caractéristiques des fonds, aux familles de fonds et des variables muettes (ESG et crise)

$$\beta'_i X_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 PF_{i,t-1} + \beta_2 FF_{i,t-1} + \beta_3 TF_{i,t-1} + \beta_4 AF_{i,t-1} + \beta_5 DF_{i,t-1} + \beta_6 PFam_{i,t-1} + \beta_7 TFam_{i,t-1} + \beta_8 FFam_{i,t-1} + \beta_9 FIFam_{i,t-1} + \beta_{10}(ESG Dummy)_{i,t-1} + \beta_{11}(Crise Dummy)_{i,t-1} \quad (3)$$

Modèle 3 : Modèle logit multinomial comprenant les déterminants de sorties potentiels liés aux caractéristiques des fonds, aux familles de fonds et des variables ESG

$$\beta'_i X_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 PF_{i,t-1} + \beta_2 FF_{i,t-1} + \beta_3 TF_{i,t-1} + \beta_4 AF_{i,t-1} + \beta_5 DF_{i,t-1} + \beta_6 PFam_{i,t-1} + \beta_7 TFam_{i,t-1} + \beta_8 FFam_{i,t-1} + \beta_9 FIFam_{i,t-1} + \beta_{10} PF_{ESG} + \beta_{11} FF_{ESG} + \beta_{12} TF_{ESG} + \beta_{13} AF_{ESG} + \beta_{14} DF_{ESG} + \beta_{15} PFam_{ESG} + \beta_{16} FFam_{ESG} + \beta_{17} TFam_{ESG} + \beta_{18} FFam_{ESG} + \beta_{19} FIFam_{ESG} \quad (4)$$

où $PF_{i,t-1}$ est la performance du fonds représentée par l'Alpha de Carhart à 4 facteurs ; $FF_{i,t-1}$ est le flux des fonds représenté par le taux de croissance de l'actif net du rendement de la période de détention du portefeuille du fonds ; $TF_{i,t-1}$ est la taille du fonds représentée par logarithme de l'actif total du fonds ; $AF_{i,t-1}$ est l'âge du fonds en mois depuis son lancement ; $DF_{i,t-1}$ est le ratio de dépenses nettes obtenu directement auprès de Morningstar ; $PFam_{i,t-1}$ est la performance de la famille de fonds calculée par la moyenne pondérée des Alpha de Carhart à 4 facteurs de tous les fonds appartenant à une même famille⁸ ; $TFam_{i,t-1}$ est la taille de la famille de fonds calculée par le logarithme de la somme des VNI de tous les fonds de la même famille ; $FFam_{i,t-1}$ est le nombre de fonds au sein de la famille ; $FIFam_{i,t-1}$ est le flux des fonds dans la famille calculé comme la moyenne pondérée des flux de fonds de chaque fonds de la même famille ; $(ESG Dummy)_{i,t-1}$ est une variable indicatrice égale à 1 lorsque le fonds est « High ESG » et 0 dans le cas contraire ; $(Crise Dummy)_{i,t-1}$ est une variable indicatrice égale à 1 lorsque les caractéristiques du fonds sont calculées lors d'une période de crise et 0 dans le cas contraire ; les variables ESG sont des nouvelles variables calculées par la multiplication de la variable initiale par la variable muette ESG.

⁸ Nous utilisons la médiane des Alpha de Carhart à 4 facteurs de tous les fonds appartenant à une même famille et non pas la moyenne pondérée par les actifs des rendements de tous les autres portefeuilles de la famille, ajustés en fonction de l'objectif comme Zhao (2005). Comme nous n'avons pas travaillé avec les objectifs d'investissement, nous avons plutôt suivi la méthode utilisée par Alda, Munoz et Vargas (2019).

Les résultats de ces modèles n'étant pas pertinents, nous avons décidé de simplifier nos modèles comme l'ont fait Kolokolova (2011), Jayaraman et al. (2002) et Khorana et al. (2007). En effet, nous obtenions des erreurs standards beaucoup trop petites, ce qui engendrait des statistiques t extrêmement grandes et des p-valeur très petites, ce qui signifiait que toutes les variables explicatives, dans chacun des modèles étaient hautement significatives. Ce phénomène peut s'expliquer soit parce que nous avons appliqué le modèle sur un grand nombre d'observations (puisque les erreurs d'estimation sont divisées par le nombre d'observations), soit parce que nous avons un ensemble de données homogène. Ces modèles ne reflétant pas correctement la réalité, nous avons estimé un modèle logit binomial. Le modèle de base se construit comme suit :

$$Probabilité_{i,t+1} = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta'_i X_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (5)$$

où $Probabilité_{i,t+1}$ va prendre la valeur 0 ou 1 en fonction de ce que l'on veut estimer ; α est l'intercept du modèle ; $\beta'_i X_{i,t}$ est un vecteur contenant toutes les variables indépendantes comme construit précédemment dans l'équation (2) (performance, flux, taille, âge et dépenses des fonds, performance, taille, flux et nombre de fonds de la famille de fonds).

Dans notre premier modèle, nous avons utilisé cinq équations pour les fonds communs de placement conventionnels :

- (1) Nous avons utilisé l'ensemble de notre échantillon et donné la valeur de 0 si le fonds est toujours en activité, et de 1 si le fonds a disparu sans en différencier la raison.
- (2) Sur notre échantillon, nous avons utilisé les fonds actifs et ceux qui ont disparu pour cause de liquidation. La valeur de 0 est donnée si le fonds survit et de 1 s'il est liquidé.
- (3) Sur notre échantillon, nous avons utilisé les fonds actifs et ceux qui ont subi une fusion quelle qu'elle soit. La valeur de 0 est donnée si le fonds est toujours actif et de 1 s'il a été fusionné.
- (4) Sur notre échantillon, nous avons utilisé les fonds actifs et les fonds fusionnés à l'intérieur d'une même famille. La valeur de 0 est donnée si le fonds est toujours actif et de 1 s'il a été fusionné en intra-familial.
- (5) Sur notre échantillon, nous avons utilisé les fonds toujours en activité et les fonds fusionnés dans une autre famille de fonds communs de placement. La valeur de 0 est donnée si le fonds est toujours actifs et de 1 si le fonds a été fusionné en inter-familial.

Pour mesurer l'impact de la crise dans notre échantillon, nous avons estimé un deuxième modèle. Celui-ci nous permet de comprendre l'impact de la crise sur la probabilité de sortie des fonds. Il se construit de la même manière que le premier modèle à la seule différence que nous ajoutons une variable muette crise dans l'ensemble des variables explicatives (comme dans l'équation (3)).

Enfin, pour analyser les différences de déterminants de sortie entre les fonds conventionnels et les fonds ESG, nous avons estimé un troisième modèle identique au premier mais uniquement

pour les fonds ESG. Et le quatrième modèle inclut la variable muette de contrôle qu'est la variable crise.

4. Analyse empirique des données

4.1. Déterminants de sortie des fonds communs de placement

Le tableau 4.1 présente les résultats des quatre modèles logit binomial en utilisant les valeurs mensuelles pour toutes les variables. Ces modèles analysent les déterminants de sortie des fonds communs de placement en estimant toutes les variables au niveau du fonds et au niveau de la famille. Le modèle 1 est estimé pour les fonds conventionnels, tout comme pour le modèle 2 qui inclut également la variable muette de crise. Les modèles 3 et 4 sont estimés pour les fonds ESG et ce dernier inclut également la variable muette de crise. Ils nous indiquent les coefficients estimés, les statistiques z et la p-valeur de chaque variable explicative.

D'abord, nous analysons les déterminants de sortie, quelle qu'elle soit, des fonds communs de placement conventionnels à l'aide des deux premiers modèles. Le modèle 1 montre les résultats de l'équation (5) incluant les variables des fonds et de la famille pour les fonds conventionnels et le modèle 3 pour les fonds ESG. Les résultats montrent, dans notre échantillon, qu'il existe une relation négative et significative entre la probabilité de sortie des fonds conventionnels et ESG, et la performance, les flux, la taille et le ratio de dépenses des fonds. Cette relation est également valable avec la performance, les flux de la famille de fonds et le nombre de fonds au sein de celle-ci. Plus précisément, pour une augmentation d'une unité de la performance, des flux, de la taille, du ratio de dépenses des fonds, de la performance, des flux de la famille et du nombre de fonds dans celle-ci, la probabilité de sortie des fonds ESG diminue respectivement de 33,89 %, 2,33 %, 1,107e-07 %, 78,88 %, 60,33 %, 14,96 %, 0,94 %⁹. Nous constatons un effet négatif important du ratio de dépenses et de la performance de la famille sur la probabilité de sortie des fonds ESG. Un fonds avec un ratio de dépenses élevé ou avec une bonne performance au niveau de sa famille diminue fortement sa probabilité de sortie. Ces résultats sont cohérents avec les conclusions de Droms et Walker (1996) qui montrent qu'un ratio de dépenses plus élevé est associé à des rendements plus élevés comme le mentionne la théorie des marchés efficients. Les dépenses supplémentaires encourues dans la recherche de rendements plus élevés sont récompensées, ce qui engendre une probabilité de sortie plus faible. En effet, il est largement prouvé dans la littérature et dans cet article que la performance des fonds possède une relation négative avec la probabilité de sortie. En ce qui concerne les fonds ESG, nous pouvons soumettre l'hypothèse que des frais de recherche importants permettent de couvrir les frais d'une recherche et d'une analyse de qualité des investissements respectant au mieux les critères ESG, permettant ainsi la fidélisation des investisseurs.

Nous observons une dernière similarité entre les deux types de fonds, au niveau de la taille de la famille de fonds. Cette fois, il existerait une relation positive et significative entre cette variable et la probabilité pour un fonds conventionnel ou ESG de connaître une sortie. Ce constat est en adéquation avec l'étude de Khorana et al. (2009) qui expliquent qu'il est plus

⁹ Pour obtenir ces effets marginaux, nous les calculons à l'aide de la formule suivante : $100 * \exp(\text{coefficient}) - 100$. Celle-ci nous donne l'effet de la variation de la variable explicative sur la variable dépendante.

facile pour des grandes familles de fonds de les fermer puisqu'elles disposent de plus de ressources pour absorber les coûts de leur fermeture. Nous pouvons ajouter que cette explication peut rester valable dans le cas des fonds ESG, puisque le type de fonds n'influence pas les ressources disponibles des familles de fonds.

En ce qui concerne les différences entre les fonds conventionnels et les fonds ESG, nous constatons une relation positive et significative entre l'âge et la probabilité de sortie des fonds conventionnels. Mais cette relation est inversée pour les fonds ESG puisque ces fonds plus jeunes auraient tendance à sortir plus rapidement que les fonds plus vieux. Nous pourrions justifier ce rapport par le fait qu'une société de gestion pourrait vouloir supprimer un fonds ESG qui ne répond pas aux attentes en matière de durabilité à un stade précoce pour éviter d'obtenir des mauvaises notations Morningstar, pouvant ternir la réputation de la famille de fonds.

Lorsque nous estimons les modèles 2 et 4 incluant la variable muette de crise, nous constatons que les résultats précédemment trouvés se maintiennent en termes de signe, de significativité et d'importance de l'effet. La seule différence se situe au niveau de la performance de la famille de fonds conventionnels. Avec l'inclusion de la variable muette, elle n'est plus significative au seuil de 5 % ni de 10 %. Dans ce cas, la performance de la famille de fonds n'aurait plus d'effet sur la probabilité de sortie des fonds conventionnels. De plus, nous observons que les coefficients de la variable muette de crise est significative. Ce constat indique que les fonds conventionnels et ESG sont impactés par les périodes de crise. Le coefficient est négatif pour les deux types de fonds, ce qui signifie qu'en période de crise, les fonds conventionnels et ESG aurait une probabilité plus faible de connaître une sortie qu'en période économique normale.

4.2. Déterminants de liquidation des fonds communs de placement

Le tableau 4.2 présente les résultats des quatre modèles logit binomial en utilisant les valeurs mensuelles pour toutes les variables. Ces modèles analysent les déterminants de liquidation des fonds communs de placement en estimant toutes les variables au niveau du fonds et au niveau de la famille. Ils nous indiquent les coefficients estimés, les statistiques z et la p-valeur de chaque variable explicative.

Pour les fonds conventionnels et les fonds ESG, il existe des similarités puisque les résultats montrent une relation négative et significative entre la probabilité de liquidation des fonds et leur performance, leurs flux, leur taille, leur ratio de dépenses et les flux de la famille. Donc, pour les deux types de fonds, une mauvaise performance, des flux nets négatifs, des fonds de petite taille, un ratio de dépenses faible et des flux au sein de la famille de fonds faibles augmenteraient la probabilité de ces fonds à être liquidés. En ce qui concerne les fonds conventionnels, ces constats sont en ligne avec la littérature puisque Zhao (2005) a constaté que les fonds avec de mauvaises performances ont de fortes chances d'être liquidés puisque dans ce cas, ils ne servent pas les intérêts des actionnaires et peuvent dégrader l'image de la famille de fonds. Il met également en lien cette relation pour les flux de fonds, et Brown et Goetzmann (1995) pour les flux de la famille, avec la situation d'une entreprise à faible rentabilité qui va être liquidée pour éviter les pertes nettes et rester profitable.

Dans la majorité des cas, nous constatons un effet plus important de ces variables explicatives pour les fonds ESG (comparé aux fonds conventionnels) puisque le coefficient de la variable performance du fonds est -0,5614 (-0,4515), flux du fonds est -0,01791 (-0,01473), ratio de dépenses est -2,722 (-2,210). Cela indique que les fonds ESG avec de bonnes performances, des flux entrants et un ratio de dépenses importants, sont moins susceptibles d'être liquidés que les fonds conventionnels. Ce résultat est étonnant pour les fonds ESG puisqu'il a été démontré dans la littérature que les investisseurs tirent une utilité non financière de leurs investissements, ce qui implique qu'ils se soucient moins de la performance financière que les investisseurs conventionnels. Cependant, nos résultats rejoignent le constat de Muñoz (2019) : les flux de fonds ESG sont sensibles aux rendements décalés. Cela serait dû au fait que les investisseurs des fonds ESG présentent une fonction d'utilité conditionnelle : ils investissent dans ces fonds conditionnellement à une bonne performance (El Ghouli et Karoui, 2017).

Nous observons d'autres similarités entre les deux types de fonds mais avec une relation significative et positive pour la taille et la performance de la famille de fonds. Cela induit que les fonds conventionnels et ESG au sein d'une grande famille de fonds performante augmenterait la probabilité de liquidation de ces fonds. Notre constat est cohérent avec la littérature puisque Khorana et al. (2009) ont indiqué que les grandes familles de fonds conventionnels étaient plus susceptibles de liquider leurs fonds peu performants en raison de l'importance de leur réputation et de leur image. Cette explication peut également être appliquée aux familles de fonds ESG qui souhaitent garder une réputation liée au respect des critères ESG. En ce qui concerne la performance de la famille de fonds, pour les fonds conventionnels avec Zhao (2005) ou les fonds ESG avec Alda et al. (2019), nous remarquons qu'il n'existe pas de preuve d'une relation significative. Toutefois, les coefficients de ces études sont positifs, ce qui rejoint nos résultats.

Nous observons néanmoins certaines différences. D'une part, le coefficient de l'âge des fonds communs de placement conventionnels est négatif mais est hautement non significatif (p-valeur de 0,91562). Ce constat est contraire à la littérature existante, cependant, Chen et al. (2004) ou Ramos (2009) n'ont trouvé aucune relation entre l'âge du fonds et sa performance. Notre résultat n'est donc pas impossible puisqu'il est largement prouvé que la performance des fonds conventionnels influence la probabilité de liquidation. Pour les fonds ESG, il existe une relation positive et significative. Dans ce cas, les fonds ESG ayant un historique plus long seraient plus susceptibles d'être liquidés que les fonds plus jeunes. En ce qui concerne le nombre de fonds au sein d'une famille de fonds, sa relation avec les probabilités de liquidation pour les fonds ESG n'est pas du tout significative mais elle l'est pour les fonds conventionnels à un seuil d'erreur supérieur à 5 %.

Dans les modèles 2 et 4 où nous avons ajouté la variable muette de crise, nous constatons que son ajout ne modifie pas les résultats obtenus par les autres modèles. De plus, la situation économique est significative pour les deux types de fonds, ce qui induit que les fonds sont affectés par les périodes de crises. Les coefficients obtenus pour les fonds conventionnels et ESG sont négatifs, ce qui indique que la probabilité de liquidation de ces fonds est plus faible en période de crise qu'en temps normal. Ces résultats sont cohérents avec les analyses de Wang (2010) ou Kosowski (2011) qui constatent que les fonds conventionnels performant mieux durant les récessions que lors d'une situation économique favorable en raison des capacités des

gestionnaires qui peuvent dépendre de l'état du marché. Ce constat est appuyé par Becchetti, Ciciretti, Dalo et Herzel (2015) pour les fonds ESG européens durant la crise économique de 2008 ou par Pisani et Russo (2021) durant la crise de la Covid-19. La principale raison est le rôle d'assurance apporté par les fonds ESG. Si l'on compare les deux types de fonds, nous observons que cet effet est plus important pour les fonds ESG (coefficient de -0,4266) que pour les fonds conventionnels (coefficient de -0,3497), ce qui renforce cette idée d'assurance apportée par ce type de fonds.

4.3. Déterminants de fusions des fonds communs de placement

Le tableau 4.3 présente les résultats des quatre modèles logit binomial en utilisant les valeurs mensuelles pour toutes les variables. Ces modèles analysent les déterminants de fusion des fonds communs de placement en estimant toutes les variables au niveau du fonds et au niveau de la famille. Ils nous indiquent les coefficients estimés, les statistiques z et la p-valeur de chaque variable explicative.

Tout comme pour les liquidations, nous observons une relation négative et significative entre la probabilité de fusion des fonds conventionnels et ESG, et la performance, les flux, la taille, le ratio de dépenses des fonds et les flux de la famille. Plus précisément, la probabilité d'une fusion diminue respectivement de 28,55 % (47,62 %), 2,27 % (2,83 %), 1,27 % (3,44 %), 66,41 % (80,05 %), 4 % (19,64 %), 1,24 % (2,84 %) pour une augmentation d'une unité de performance, de flux, de taille, de ratio de dépenses des fonds, des flux de la famille et de nombre de fonds par famille pour les fonds ESG (conventionnels). Cependant, nous constatons que cet effet est plus important sur la probabilité de fusion que sur celle de liquidation pour la performance des fonds conventionnels, les flux des fonds conventionnels et ESG. A l'inverse, l'effet est plus important sur la probabilité de liquidation que sur celle de fusion pour la performance des fonds ESG, la taille, le ratio de dépenses et les flux de la famille de fonds conventionnels et ESG. En d'autres termes, les fonds conventionnels peu performants et les fonds conventionnels ou ESG avec de faibles flux seront plus susceptibles d'être fusionnés que liquidés. Contrairement aux fonds ESG peu performants, aux fonds de petite taille, aux fonds avec un faible ratio de dépenses et aux fonds dont les flux de la famille sont faibles qui auront plus de probabilité à sortir sous forme d'une liquidation plutôt que d'une fusion.

Si nous observons l'effet du ratio de dépenses des fonds ESG mais surtout celui des fonds conventionnels sur la probabilité de fusion, nous constatons qu'il est très important. Cependant, il l'est encore plus dans le cas d'une liquidation puisque pour une diminution d'un pourcent du ratio de dépenses, la probabilité de liquidation augmenterait de 89,02 % pour les fonds conventionnels et de 93,42 % pour les fonds ESG, contre 80,05 % et 66,41 %, respectivement, dans le cas d'une fusion. Cela conforte l'idée que les fonds ayant des ressources plus abondantes sont moins susceptibles de sortir, surtout définitivement sous la forme d'une liquidation. De plus, une bonne performance de la famille de fonds réduirait la probabilité de sortie des fonds conventionnels et ESG. Cette relation se renforce en présence des fonds ESG puisque une augmentation de 1 % de l'Alpha de Carhart moyen au sein de la famille de fonds réduirait la probabilité de sortir sous forme d'une fusion de 85,77 %.

Contrairement aux liquidations pour lesquelles le nombre de fonds conventionnels ou ESG par famille n'était pas un déterminant significatif, il l'est dans le cadre d'une fusion. En effet, nous constatons une relation négative et significative entre ce déterminant et la probabilité pour un fonds conventionnel ou ESG à être fusionné. Cela pourrait s'expliquer par l'idée qu'une petite famille de fonds aurait une probabilité de fusionner ses fonds pour s'agrandir puisqu'une plus grande famille peut économiser sur certains coûts fixes tels que ceux liés au service de courtage, à la recherche, au marketing et à la distribution (Yan, 2008).

Au niveau de l'âge du fonds, dans le cas des fusions, à l'inverse des liquidations, nous obtenons un coefficient positif et significatif pour les fonds conventionnels, tandis qu'une relation négative et significative est constatée pour les fonds ESG. Dans ce cas, les fonds conventionnels plus vieux augmenteraient la probabilité d'être fusionnés alors que pour les fonds ESG, ce sont les fonds plus jeunes qui l'augmenteraient. Donc, lorsque les fonds conventionnels anciens connaissent une sortie, les sociétés de gestion privilégient la fusion tandis que pour les fonds ESG, elles choisissent plutôt la liquidation. Cette constatation est cohérente avec la littérature sur les déterminants de sortie des fonds conventionnels (voir Ding, 2006 ou Zhao, 2005) et ESG (voir Renneboog et al., 2011). Cela confirme donc qu'il existe bel et bien des différences entre ces deux types de fonds concernant leurs déterminants de sortie.

Sur base d'une comparaison entre les effets des variables pour les fonds ESG sur la probabilité de fusion et de liquidation, nous constatons que les fonds avec des faibles flux, de petite taille, jeunes et avec moins de fonds au sein de la famille de fonds sont plus susceptibles d'être fusionnés que liquidés. Au contraire, au niveau des variables familiales, une bonne performance, une grande famille de fonds et des faibles flux vont augmenter la probabilité de liquidation comparé à la fusion. Ces derniers résultats montrent que les familles de fonds utilisent la liquidation pour restructurer leur gestion. Elles vont se débarrasser des fonds pour devenir une plus petite famille avec moins de fonds à l'intérieur de façon à remodeler leur offre de fonds ESG et ainsi gagner en efficacité.

Dans les modèles 2 et 4 où nous avons ajouté la variable muette de crise, nous constatons que son ajout ne modifie pas les résultats obtenus par les autres modèles. De plus, tout comme pour la liquidation, la situation économique est significative et négative pour les deux types de fonds. Au niveau de l'importance des coefficients, nous remarquons que celui de la fusion des fonds conventionnels est légèrement plus important que celui de la liquidation de ces fonds (-0,363 contre -0,3497). Tandis que pour les fonds ESG, c'est le coefficient de la liquidation qui est largement plus important (-0,4266 contre -0,1990). En d'autres termes, une période de crise impactera plus la probabilité de liquidation/fusion des fonds conventionnels/ESG que leur fusion/liquidation. Ce résultat est conforme à la littérature des fonds ESG qui prouve que ces fonds seraient moins sensibles aux crises que les fonds conventionnels. Effectivement, il y aurait une probabilité plus faible pour une sortie définitive que pour une fusion permettant aux fonds de rester en vie.

a. Les fusions intra-familiales

Plus particulièrement, le tableau 4.4 présente les résultats des quatre modèles logit binomial en utilisant les valeurs mensuelles pour toutes les variables. Ces modèles analysent les déterminants de fusion au sein de la même famille des fonds communs de placement en estimant toutes les variables au niveau du fonds et au niveau de la famille. Ils nous indiquent les coefficients estimés, les statistiques z et la p-valeur de chaque variable explicative.

Dans le cas des fusions au sein de la même famille, nous constatons que les petits fonds conventionnels et ESG, peu performants, avec des faibles flux entrants sont plus susceptibles d'être fusionnés au sein d'une même famille que les fonds plus grands, plus performants, et avec d'importants flux. Au niveau du ratio de dépenses des fonds ESG, il existe également une relation négative et significative avec la probabilité de fusion intra-familiale de ces fonds. Cependant, pour les fonds conventionnels, cette relation n'est pas significative. Ce résultat induit qu'il n'aurait pas d'effet sur la probabilité d'une telle fusion. Ce constat est à l'opposé de la littérature qui a trouvé une relation significative (English et al., 2011 ou Zhao, 2005). Toutefois, comme Chen et al. (2004) ou Ferreira et al. (2013) n'ont trouvé aucune relation entre les frais et la performance, et que de nombreuses études ont prouvé que la performance était un déterminant de fusion intra-familiale, il n'est pas étonnant d'obtenir ce résultat.

De plus, une différence est observée entre les deux types de fonds en ce qui concerne les caractéristiques des fonds. Au contraire des liquidations, la relation entre l'âge d'un fonds conventionnel et sa probabilité de fusion en intra-familiale est positive et significative tandis que pour les fonds ESG, cette relation est négative et significative. En d'autres termes, pour les fonds ESG, il sera plus probable qu'un jeune fonds soit fusionné au sein de sa famille de fonds plutôt que liquidé. Nous pourrions émettre l'hypothèse qu'un jeune fonds ESG n'a pas encore eu le temps de se développer et mûrir en investissant dans des actifs durables en pleine croissance. C'est pourquoi une famille de fonds pourrait être plus facilement amenée à fusionner un fonds en son sein, de façon à lui permettre de se développer avec un autre fonds déjà plus robuste.

Au niveau des variables familiales, nous observons certaines similarités mais aussi des différences. D'une part, il existe une relation positive et significative entre la taille de la famille de fonds et la probabilité pour un fonds conventionnels ou ESG d'être liquidé à l'intérieur de sa famille. De plus, une relation négative et significative est observée avec le nombre de fonds au sein d'une famille de fonds conventionnels ou ESG. En d'autres termes, les deux types de fonds appartenant à des grandes familles possédant peu de fonds en son sein, ont une probabilité plus grande d'être fusionnés à l'intérieur de leur famille que les fonds issus d'une petite famille possédant beaucoup de fonds. Dans notre échantillon de fonds ESG, nous constatons que pour une augmentation d'un euro d'actif total, la probabilité de fusion intra-familiale augmente de 21,95 % contre 3,93 % de probabilité de liquidation, ce qui induit que les fonds issus d'une grande famille ont plus de probabilité d'être fusionnés à l'intérieur de celle-ci plutôt que d'être liquidés. Khorana et al. (2009) démontraient que les grandes familles de fonds étaient plus susceptibles de liquider leurs fonds peu performants dans le but de maintenir une performance globale et ainsi une bonne réputation pour continuer d'attirer les investisseurs recherchant le profit maximum. Cependant, comme il a été prouvé que les investisseurs des fonds ESG sont

moins sensibles aux performances et plus au caractère durable de leurs investissements (Bollen, 2007), il peut être logique que les grandes familles de fonds possédant suffisamment de ressources veuillent garder un grand nombre de fonds ESG en leur sein de façon à les développer et garder leur réputation durable.

D'autre part, en ce qui concerne la performance et les flux de la famille de fonds, les effets sur la probabilité d'une fusion au sein de celle-ci sont différents pour les deux types de fonds. D'un côté, pour les fonds conventionnels, il existe une relation positive avec la performance et négative avec les flux. De l'autre, nous observons la relation inverse pour les fonds ESG. Nous pouvons donc dire que les fonds conventionnels provenant d'une famille performante et avec des faibles flux, ont une plus grande probabilité d'être fusionnés à l'intérieur de cette famille. Tandis que les familles de fonds ESG peu performantes et avec des flux importants seront plus susceptibles de fusionner leurs fonds. Ce constat peut également être mis en lien avec le commentaire précédent. Puisque les investisseurs recherchent aussi une utilité non financière, ils peuvent continuer d'affluer dans des fonds même si ceux-ci ne sont pas performants. Ce qui constitue la raison pour laquelle des familles de fonds ESG seraient plus enclines à continuer avec des fonds même si ceux en son sein ne sont pas performants mais qui attirent des investisseurs.

Lorsque nous incluons la variable de crise dans les modèles 2 et 4, nous constatons que les relations se maintiennent à une exception. Dans ce deuxième modèle, la relation entre la performance de la famille de fonds conventionnels et la probabilité de fusion au sein de la même famille devient hautement négative. En ce qui concerne le coefficient de la variable de crise, il est toujours négatif et significatif pour les deux types de fonds. Cela indique que même pour les fusions intra-familiales, les périodes économiques en influenceraient la probabilité. Nous constatons, toutefois, qu'une période de crise pour les fonds conventionnels influence de la même façon la probabilité d'être liquidés que d'être fusionnés à l'intérieur de sa famille de fonds. Tandis que pour les fonds ESG, se trouver en période de crise réduit davantage (de 34,74 %) la probabilité pour ce type de fonds d'être liquidés plutôt que d'être fusionnés en intra-familial (de 20,09 %). Ce constat révèle toujours bien que les fonds ESG peuvent être vus comme une sécurité.

b. Les fusions inter-familiales

Enfin, le tableau 4.5 présente les résultats des quatre modèles logit binomial en utilisant les valeurs mensuelles pour toutes les variables. Ces modèles analysent les déterminants de fusion avec une autre famille des fonds communs de placement en estimant toutes les variables au niveau du fonds et au niveau de la famille. Ils nous indiquent les coefficients estimés, les statistiques z et la p-valeur de chaque variable explicative.

D'abord, nous observons une relation négative et significative entre la probabilité de fusion à l'extérieur de la famille de fonds et la performance, la taille et la performance de la famille des fonds conventionnels et ESG. Ces fonds peu performants, de petite taille et dont la performance de la famille est médiocre ont plus de chance d'être fusionnés avec une autre famille de fonds que les fonds performants, de grande taille et dont la famille est performante. De plus, si nous

comparons ces résultats pour les deux types de fusions, nous constatons que pour une unité supplémentaire de la variable performance du fonds, taille du fonds et performance de la famille, la probabilité pour un fonds ESG d'être fusionné en inter-familial diminue de 23,65 %, de $4,11e-08$ %, et de 97,68 %, respectivement, contre 29,06 %, $1,64e-07$ %, et 69,18 % pour les fusions intra-familiales. En d'autres termes, il est plus probable qu'un fonds ESG peu performant et de petites tailles soit fusionné au sein de la même famille de fonds plutôt qu'à l'extérieur. Tandis que les fonds ESG au sein d'une famille peu performante auront plus de chance d'être fusionnés à l'extérieur de leur famille de fonds, plutôt qu'à l'intérieur. Ce résultat pour la taille des fonds avait également été trouvé par Zhao (2005) pour les fonds conventionnels.

La particularité des fusions inter-familiales est que nous observons plusieurs différences entre les fonds conventionnels et ESG puisque plusieurs variables sont non significatives. D'abord, les flux des fonds conventionnels n'influenceraient pas la probabilité de ce type de fusion puisque son coefficient n'est pas significatif, ce qui est à l'opposé de la littérature existante. Cependant, il l'est pour les fonds ESG, à un seuil de 5 % de marge d'erreur, pour lesquels des faibles flux entrants augmentent la probabilité de fusion en dehors de la famille de fonds. Nous pouvons également constater que les flux de fonds ESG influencent plus la probabilité de fusion au sein de la même famille plutôt qu'à l'extérieur. Pour une augmentation d'un pourcent du taux de croissance de l'actif net du rendement, la probabilité de fusion intra-familiale (inter-familiale) diminuerait de 2,93 % (0,84 %). Nous pourrions l'expliquer par le fait que les investisseurs dans les fonds ESG sont plus susceptibles de réinvestir leur argent dans des fonds qu'ils possèdent déjà. Étant donné que les critères non financiers diffèrent sensiblement d'un fonds ESG à l'autre, il est difficile pour ces investisseurs de trouver un fonds alternatif qui réponde exactement à leurs objectifs non financiers (Benson et Hemphrey, 2008).

Cette même relation existerait également au niveau des flux de la famille de fonds et du nombre de fonds en son sein. En effet, une relation négative et significative est observée avec la probabilité de fusion en inter-familial pour les fonds ESG mais elle serait non significative pour les fonds conventionnels. Cela indique que pour les fonds conventionnels, les flux de la famille et le nombre de fonds qu'elle possède n'influence pas leur probabilité de fusion à l'extérieur de la famille. Par contre, pour les fonds ESG, un fonds appartenant à une famille avec des faibles flux et possédant peu de fonds aurait plus de probabilité d'être fusionné en inter-familial. De plus, ces deux caractéristiques engendreraient qu'un fonds ESG ait plus de probabilités d'être fusionné à l'extérieur de la famille (coefficient de -0,3579 pour les flux et -0,04155 pour le nombre de fonds) qu'à l'intérieur (coefficient de 0,04873 et -0,01151).

Il existerait également des différences en termes de déterminants des fusions inter-familiales puisque l'âge des fonds, le ratio de dépenses des fonds et la taille de la famille possèdent un coefficient négatif mais non significatif, uniquement pour les fonds ESG. Cela conclut que ces trois déterminants n'influenceraient pas la probabilité de fusion à l'extérieur de la famille pour les fonds ESG. De ce fait, nous remarquons qu'il est plus probable que les jeunes fonds ESG, avec un ratio de dépenses faible et une petite famille soient fusionnés à l'intérieur de la famille de fonds plutôt qu'à l'extérieur. Ces résultats ont également été trouvés par Alda et al. (2019) et également par Zhao (2005) en ce qui concerne les fonds conventionnels.

Les modèles 2 et 4 incluant la variable muette de crise nous indiquent que les relations se maintiennent pour les deux types de fonds. La seule différence avec les autres types de sorties est que dans le cas des fusions inter-familiales, la période économique n'influencerait pas la probabilité d'une telle sortie. Le coefficient de la variable de crise pour les fonds ESG n'est pas du tout significatif et dans le cas des fonds conventionnels, il ne l'est pas en dessous d'un seuil de 10 % d'erreur. Cela rejoint la littérature sur la probabilité de sortie des fonds ESG en temps de crise puisqu'il est prouvé que les fonds ESG pourraient être moins sensibles, voire pas du tout, aux crises que les fonds conventionnels. Comme Renneboog et al. (2008), et Alda et al. (2019) l'ont souligné, cela pourrait s'expliquer par le fait que les investisseurs en fonds ESG pourraient être plus fidèles pendant les baisses de marché. Dans le cas des fusions inter-familiales, cela pourrait indiquer, que ce soit en période de crise ou non, que les investisseurs ne vont pas plus ou moins investir dans des fonds d'une famille différente. Donc, comme nous avons constaté qu'en période de crise la probabilité de fusion intra-familiale augmente plus que la liquidation, nous pouvons confirmer que les investisseurs restent fidèles à l'idée de réinvestir leur argent dans des fonds qu'ils possèdent déjà.

5. Conclusion

Ce rapport analyse les différences et les similarités de déterminants de décision des trois types de sorties, la liquidation, la fusion intra-familiale et la fusion inter-familiale entre les fonds conventionnels et les fonds ESG. Nous avons analysé un échantillon de données mensuelles allant de décembre 2018 à décembre 2022 et provenant de Morningstar. Nous avons étudié la sortie de 2 840 fonds communs de placement en actions domiciliés sur le marché européen poursuivant une stratégie d'investissement active. Dans cet échantillon, nous avons enregistré 164 liquidations, 191 fusions à l'intérieur de la famille de fonds et 57 fusions à l'extérieur de la famille. Bien que les fonds ESG se différencient des fonds conventionnels par différents processus de gestion, notamment la priorité des investisseurs qu'ils accordent aux principes non financiers, nous constatons que les déterminants des décisions de sortie des fonds ESG sont souvent similaires à ceux des fonds conventionnels. Ces similitudes pourraient être dûes au fait que les décisions de sortie sont prises par les familles de fonds qui appliquent les mêmes critères de décision à tous leurs fonds, indépendamment de leur caractère ESG. De plus, nos résultats renforcent l'idée que les fonds ESG et conventionnels possèdent un grand nombre de points communs.

Nos résultats montrent que pour les trois formes de sorties, les fonds conventionnels comme les fonds ESG de petite taille, avec une moins bonne performance et des faibles flux sont plus susceptibles de connaître une sortie (à l'exception des flux qui ne sont pas significatifs pour les fonds conventionnels dans le cas de la fusion inter-familiale). Toutefois, les fonds ESG de petite taille et avec de faibles flux ont plus de probabilité d'être fusionnés à l'intérieur de leur famille de fonds que d'être liquidés ou fusionnés à l'extérieur de la famille. Tandis que les fonds ESG avec une faible performance sont plus susceptibles d'être liquidés que d'être fusionnés.

Au niveau de la liquidation des fonds ESG, les fonds possédant un large historique et avec un faible ratio de dépenses ont plus de probabilité d'être liquidés que les jeunes fonds réalisant beaucoup de dépenses. Toutefois, nous constatons une différence entre les deux types de fonds

en ce qui concerne l'âge des fonds puisque dans le cas des fonds conventionnels, ce déterminant n'est pas significatif. Les variables familiales des fonds ESG et conventionnels sont significatives, à l'exception du nombre de fonds en son sein. Ces fonds appartenant à une famille performante, de grande taille, et avec de faibles flux sont plus vite liquidés. Cela est conforme à la littérature puisque ces familles seront plus susceptibles de liquider les fonds peu performants ou avec un faible respect des critères ESG pour garder une certaine réputation et image continuant d'attirer les investisseurs. Lorsque nous comparons les liquidations et les fusions, de quelque forme qu'elles soient, les fonds ESG avec de faibles flux seront plus susceptibles d'être fusionnés que liquidés. Contrairement aux fonds peu performants, de petite taille, avec un faible ratio de dépenses et dont les flux de la famille sont faibles qui ont plus de probabilité à sortir sous forme d'une liquidation plutôt que d'une fusion.

En ce qui concerne les fusions des fonds ESG, nous trouvons des similarités et des différences entre les deux types de sorties. Dans le cadre des fusions inter-familiales, l'âge du fonds, le ratio de dépenses du fonds et la taille de la famille de fonds ne sont pas des déterminants significatifs, ce qui induit qu'ils n'impactent pas la probabilité d'une telle sortie. Dans le cas des fonds conventionnels, ce sont les flux de fonds et de la famille, et le nombre de fonds par famille qui n'ont pas d'impact sur la probabilité de fusion à l'extérieur de la famille, ce qui prouve que pour ce type de fusion d'importantes différences existent entre les deux types de fonds. A l'inverse, les jeunes fonds ESG, avec un faible ratio de dépenses et une grande famille de fonds sont plus susceptibles d'être fusionnés en intra-familial que les vieux fonds, avec d'importantes dépenses et une petite famille. De plus, certains déterminants familiaux sont communs aux deux types de fusions comme la performance de la famille et le nombre de fonds en leur sein. Ils possèdent une relation négative et significative avec la probabilité de fusion.

Nous avons également analysé l'effet de la situation économique sur la probabilité des trois formes de sorties pour les fonds conventionnels et ESG. Nos résultats montrent que se trouver en période de crise impacte la probabilité de liquidation et de fusion intra-familiale de ces deux types de fonds. La probabilité de ces deux formes de sorties est plus faible durant une crise qu'en temps normal. De plus, nous constatons que la situation économique influence de la même façon la probabilité d'être liquidés que d'être fusionnés à l'intérieur de sa famille de fonds, en ce qui concerne les fonds conventionnels. Cependant, dans le cas des fonds ESG, se trouver en période de crise réduit davantage cette probabilité. Ce constat confirme donc que les fonds ESG peuvent être vus comme un moyen de sécuriser ses investissements.

Enfin, nous souhaitons souligner l'importance de cette étude quasi unique au sein de la littérature puisqu'elle permet aux gestionnaires de fonds d'identifier les fonds ayant des probabilités de sortie plus élevées. Cela peut permettre de les aider dans la recherche de stratégies permettant de retenir les investisseurs et d'identifier les actions à mener pour développer au mieux leurs fonds de manière durable. Elle permet également aux régulateurs d'identifier les risques potentiels pour le système financier et de prendre des actions au sein de ce système afin de gérer la stabilité du marché. Il serait donc utile de poursuivre les recherches sur les différences entre les fonds ESG et les fonds conventionnels au vu du peu de preuves robustes trouvées dans cet article et dans la littérature.

6. Bibliographie

- Aarti, G., Pramod, B., & Vineet, K. (2020). *Mutual fund assets market size, share | industry trend & analysis 2027*. Allied Market Research. <https://www.alliedmarketresearch.com/mutual-fund-assets-market-A06932>
- Afonso, J. D., & Moretti, L. (2020, Février). *Indicateur du marché des fonds durables 2019*. https://www.novethic.fr/fileadmin//user_upload/tx_ausynovethicetudes/pdf_complets/Novethic_2020_Indicateur_Donnees_2019_Version_Site.pdf
- AFZA, T., & RAUF, A. (2009). Performance Evaluation of Pakistani Mutual Funds. *Pakistan Economic and Social Review*, 47(2), 199-214.
- Alda, M., Muñoz, F., & Vargas, M. (2020). Socially responsible mutual fund exit decisions. *Business Ethics: A European Review*, 29(1), 82-97.
- Alp, M. (2009). Mutual funds : An influential review of studies in performance, persistence, investment styles, managerial skills, fund characteristics and behavioral patterns. *Chicago Booth: Initiative on Global Markets Working Paper Series*.
- Aydogdu, M., & Wellman, J. W. (2011). The effects of advertising on mutual fund flows : Results from a new database. *Financial Management*, 40(3), 785-809.
- Baily, C., & Gnabo, J. Y. (2022). How different are esg mutual funds? Evidence and implications. *SSRN Electronic Journal*.
- Banga, C., & Gupta, A. (2014). An Analysis of Characteristics of Mutual Fund Mergers and Takeovers in India. *Quarterly Journal of Finance and Accounting*, 51(1/2), 69-97.
- Bauer, R., Koedijk, K., & Otten, R. (2005). International evidence on ethical mutual fund performance and investment style. *Journal of Banking & Finance*, 29(7), 1751-1767.
- Bayot, B. (2007). *De la citoyenneté politique à la citoyenneté financière | Financité*. Financité. <https://www.financite.be/fr/reference/de-la-citoyennete-politique-la-citoyennete-financiere#sdfootnote1sym>
- Becchetti, L., Ciciretti, R., Dalò, A., & Herzel, S. (2015). Socially responsible and conventional investment funds : Performance comparison and the global financial crisis. *Applied Economics*, 47(25), 2541-2562.
- Benson, K. L., & Humphrey, J. E. (2008). Socially responsible investment funds : Investor reaction to current and past returns. *Journal of Banking & Finance*, 32(9), 1850-1859.
- Berggrun, L., & Lizaraburu, E. (2015). Fund flows and performance in Brazil. *Journal of Business Research*, 68(2), 199-207.
- Białkowski, J., & Starks, L. T. (2016). *SRI Funds : Investor Demand, Exogenous Shocks and ESG Profiles*.
- Bollen, N. P. B. (2007). Mutual fund attributes and investor behavior. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42(3), 683-708.
- Bolton, P., & Kacperczyk, M. (2021). Do investors care about carbon risk? *Journal of Financial Economics*, 142(2), 517-549.
- Brown, S. J., & Goetzmann, W. N. (1995). Performance persistence. *The Journal of Finance*, 50(2), 679-698.

- Busch, T., Johnson, M., & Pioch, T. (2022). Corporate carbon performance data : Quo vadis? *Journal of Industrial Ecology*, 26(1), 350-363.
- Capelle-Blancard, G., & Monjon, S. (2011). *The Performance of Socially Responsible Funds : Does the Screening Process Matter?* Centre d'études prospectives et d'informations internationales. http://www.cepii.fr/PDF_PUB/wp_nts/2011/wp2011-12.pdf
- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 52(1), 57-82.
- Carhart, M. M., Carpenter, J. N., Lynch, A. W., & Musto, D. K. (2002). Mutual fund survivorship. *Review of Financial Studies*, 15(5), 1439-1463.
- Chen, J., Hong, H., Huang, M., & Kubik, J. D. (2004). Does fund size erode mutual fund performance? The role of liquidity and organization. *American Economic Review*, 94(5), 1276-1302.
- Chevalier, J., & Ellison, G. (1997). Risk taking by mutual funds as a response to incentives. *Journal of Political Economy*, 105(6), 1167-1200.
- Dahlquist, M., Engstrom, S., & Soderlind, P. (2000). Performance and characteristics of swedish mutual funds. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35(3), 409.
- Deily, M. E. (1991). Exit strategies and plant-closing decisions : The case of steel. *The RAND Journal of Economics*, 22(2), 250.
- Derwall, J., Bauer, R., Guenster, N., & Koedijk, K. C. G. (2004). Socially responsible investing : The eco-efficiency premium puzzle. *SSRN Electronic Journal*.
- Ding, B. (2006). Mutual fund mergers : A long-term analysis. *SSRN Electronic Journal*.
- Dolvin, S. D., Fulkerson, J. A., & Krukover, A. (2017). Do « good guys » finish last? The relationship between morningstar sustainability ratings and mutual fund performance. *SSRN Electronic Journal*.
- Döttling, R., & Kim, S. (2022). Sustainability preferences under stress : Evidence from covid-19. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1-39.
- Droms, W. G., & Walker, D. A. (1996). Mutual fund investment performance. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 36(3), 347-363.
- El Ghouli, S., & Karoui, A. (2017). Does corporate social responsibility affect mutual fund performance and flows? *Journal of Banking & Finance*, 77, 53-63.
- Elton, E. J., Gruber, M. J., & Blake, C. R. (1996). The persistence of risk-adjusted mutual fund performance. *The Journal of Business*, 69(2), 133.
- English, P. C., Demiralp, I., & Dukes, W. P. (2011). Mutual fund exit and mutual fund fees. *The Journal of Law and Economics*, 54(3), 723-749.
- Fabozzi, F. J., Ma, K. C., & Oliphant, B. J. (2008). Sin stock returns. *The Journal of Portfolio Management*, 35(1), 82-94.
- Ferreira, M. A., Keswani, A., Miguel, A. F., & Ramos, S. B. (2013). The determinants of mutual fund performance : A cross-country study*. *Review of Finance*, 17(2), 483-525.

- Ferruz, L., Muñoz, F., & Vargas, M. (2010). Stock picking, market timing and style differences between socially responsible and conventional pension funds : Evidence from the United Kingdom. *Business Ethics: A European Review*, 19(4), 408-422.
- Ferruz, L., Muñoz, F., & Vargas, M. (2012). Managerial abilities : Evidence from religious mutual fund managers. *Journal of Business Ethics*, 105(4), 503-517.
- Frank, M. Z. (1988). An intertemporal model of industrial exit. *The Quarterly Journal of Economics*, 103(2), 333.
- Friede, G., Busch, T., & Bassen, A. (2015). ESG and Financial Performance : Aggregated Evidence from More than 2000 Empirical Studies. *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 5(4), 210-233.
- Galagedera, D. U. A., Watson, J., Premachandra, I. M., & Chen, Y. (2016). Modeling leakage in two-stage DEA models : An application to US mutual fund families. *Omega*, 61, 62-77.
- Gallagher, D. R. (2003). Investment manager characteristics, strategy, top management changes and fund performance. *Accounting and Finance*, 43(3), 283-309.
- Ganie, I. R., Wani, T. A., & Yadav, M. P. (2022). Impact of covid-19 outbreak on the stock market: An evidence from select economies. *Business Perspectives and Research*, 1-15.
- Gil-Bazo, J., & Ruiz-Verdú, P. (2009). The relation between price and performance in the mutual fund industry. *The Journal of Finance*, 64(5), 2153-2183.
- Gil-Bazo, J., Ruiz-Verdú, P., & Santos, A. A. P. (2010). The performance of socially responsible mutual funds : The role of fees and management companies. *Journal of Business Ethics*, 94(2), 243-263.
- Glode, V. (2011). Why mutual funds “underperform”? *Journal of Financial Economics*, 99(3), 546-559.
- Gregory, A., & Whittaker, J. (2007). Performance and performance persistence of ‘ethical’ unit trusts in the uk. *Journal of Business Finance & Accounting*, 34(7-8), 1327-1344.
- Grinblatt, M., & Titman, S. (1989). Mutual fund performance : An analysis of quarterly portfolio holdings. *The Journal of Business*, 62(3), 393.
- Grinblatt, M., & Titman, S. (1992). The persistence of mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 47(5), 1977-1984.
- Grinblatt, M., & Titman, S. (1994). A study of monthly mutual fund returns and performance evaluation techniques. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29(3), 419.
- Gruber, M. J. (1996). Another puzzle : The growth in actively managed mutual funds. *The Journal of Finance*, 51(3), 783-810.
- Hendricks, D., Patel, J., & Zeckhauser, R. (1993). Hot hands in mutual funds : Short-run persistence of relative performance, 1974-1988. *The Journal of Finance*, 48(1), 93-130.
- Hendricks, D., Patel, J., & Zeckhauser, R. (1997). The j-shape of performance persistence given survivorship bias. *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 161-166.
- History—About us.* (s. d.). Impax Asset Management. <https://impaxam.com/about-us/history/>
- Humphrey, J. E., Warren, G. J., & Boon, J. (2016). What is different about socially responsible funds? A holdings-based analysis. *Journal of Business Ethics*, 138(2), 263-277.

- In, F., Kim, M., Park, R. J., Kim, S., & Kim, T. S. (2014). Competition of socially responsible and conventional mutual funds and its impact on fund performance. *Journal of Banking & Finance*, 44, 160-176.
- Indicator SRI funds market 2019*. (s. d.). Novethic. <https://www.novethic.com/sustainable-finance-trends/detail/indicator.html>
- Ippolito, R. A. (1992). Consumer reaction to measures of poor quality : Evidence from the mutual fund industry. *The Journal of Law and Economics*, 35(1), 45-70.
- Jain, P. C., & Wu, J. S. (2000). Truth in mutual fund advertising : Evidence on future performance and fund flows. *The Journal of Finance*, 55(2), 937-958.
- Jayaraman, N., Khorana, A., & Nelling, E. (2002). An analysis of the determinants and shareholder wealth effects of mutual fund mergers. *The Journal of Finance*, 57(3), 1521-1551.
- Jun, X., Li, M., Yan, W., & Zhang, R. (2014). Flow-performance relationship and star effect : New evidence from chinese mutual funds. *Emerging Markets Finance and Trade*, 50(3), 81-101.
- Kammoun, M., & Tandja M., D. C. (2021). The underperformance of acquiring mutual funds : A re-examination of a puzzle. *International Journal of Economics and Finance*, 13(7), 77.
- Kempf, A., Ruenzi, S., & Thiele, T. (2009). Employment risk, compensation incentives, and managerial risk taking : Evidence from the mutual fund industry. *Journal of Financial Economics*, 92(1), 92-108.
- Khorana, A., & Servaes, H. (2012). What drives market share in the mutual fund industry ? . *Review of Finance*, 16(1), 81-113.
- Khorana, A., Servaes, H., & Tufano, P. (2009). Mutual fund fees around the world. *Review of Financial Studies*, 22(3), 1279-1310.
- Khorana, A., Tufano, P., & Wedge, L. (2007). Board structure, mergers, and shareholder wealth : A study of the mutual fund industry. *Journal of Financial Economics*, 85(2), 571-598.
- Kolokolova, O. (2011). Strategic behavior within families of hedge funds. *Journal of Banking & Finance*, 35(7), 1645-1662.
- Kosowski, R. (2011). Do mutual funds perform when it matters most to investors? Us mutual fund performance and risk in recessions and expansions. *Quarterly Journal of Finance*, 01(03), 607-664.
- Leite, C., Cortez, M. C., Silva, F., & Adcock, C. (2018). The performance of socially responsible equity mutual funds : Evidence from Sweden. *Business Ethics: A European Review*, 27(2), 108-126.
- Leite, P., & Cortez, M. C. (2015). Performance of European socially responsible funds during market crises : Evidence from France. *International Review of Financial Analysis*, 40, 132-141.
- Lieberman, M. B. (1990). Exit from declining industries : « shakeout » or « stakeout »? *The RAND Journal of Economics*, 21(4), 538.
- Lunde, A., Timmermann, A., & Blake, D. (1999). The hazards of mutual fund underperformance : A Cox regression analysis. *Journal of Empirical Finance*, 6(2), 121-152.
- Malkiel, B. G., & Saha, A. (2005). Hedge funds : Risk and return. *Financial Analysts Journal*, 61(6), 80-88.

- Matallín-Sáez, J. C., Soler-Domínguez, A., De Mingo-López, D. V., & Tortosa-Ausina, E. (2019). Does socially responsible mutual fund performance vary over the business cycle? New insights on the effect of idiosyncratic SR features. *Business Ethics: A European Review*, 28(1), 71-98.
- Morey, M. (2015). *19 Predicting Mutual Fund Performance*.
- Morningstar. (s. d.). *Morningstar Sustainability Rating : Comment ça marche ?* Morningstar FR. [https://www.morningstar.fr/fr/news/148069/morningstar-sustainability-rating-comment- %c3 %a7a-marche-.aspx](https://www.morningstar.fr/fr/news/148069/morningstar-sustainability-rating-comment-%c3%a7a-marche-.aspx)
- Morningstar Sustainability Rating Methodology*. (2019). Morningstar Research. <https://www.morningstar.com/content/dam/marketing/shared/Company/Trends/Sustainability/Detail/Documents/SustainabilityRatingMethodology2019.pdf>
- Muñoz, F. (2019). The ‘smart money effect’ among socially responsible mutual fund investors. *International Review of Economics & Finance*, 62, 160-179.
- Nanda, V., Wang, Z. J., & Zheng, L. (2004). Family values and the star phenomenon : Strategies of mutual fund families. *Review of Financial Studies*, 17(3), 667-698.
- National Research University Higher School of Economics, & Yevgenia A. (2022). Exogenous shocks and inflation under conditions of financial repression. *Economic Policy*, 17(6). <https://doi.org/10.18288/1994-5124-2022-6-8-39>
- Nguyen, A.-N., Shahid, M. S., & Kernohan, D. (2018). Investor confidence and mutual fund performance in emerging markets : Insights from India and Pakistan. *Journal of Economic Studies*, 45(6), 1288-1310.
- Nofsinger, J., & Varma, A. (2014). Socially responsible funds and market crises. *Journal of Banking & Finance*, 48, 180-193.
- Ogrizek, M. (2002). The effect of corporate social responsibility on the branding of financial services. *Journal of Financial Services Marketing*, 6(3), 215-228.
- Otten, R., & Bams, D. (2002). European mutual fund performance. *European Financial Management*, 8(1), 75-101.
- Peterson, J. D., Petranico, P. A., Riepe, M. W., & Xu, F. (2001). Explaining the performance of domestic equity mutual funds. *The Journal of Investing*, 10(3), 81-91.
- Pisani, F., & Russo, G. (2021). Sustainable Finance and COVID-19 : The Reaction of ESG Funds to the 2020 Crisis. *Sustainability 2021*, 13(23), 132-153.
- Ramos, S. B. (2009). The size and structure of the world mutual fund industry. *European Financial Management*, 15(1), 145-180.
- Rapport Quantalys ISR*. (2021). Quantalys. https://www.quantalys.com/newsletters/202107_03/documents/ObsQuantalysISRjuin2021.pdf
- Remy, M. (2021). *Investissement durable, ESG, ISR : De quoi parle-t-on?* Easyvest. <https://www.easyvest.be/articles/fr/Post/investissement-durable-esg-isr>
- Renneboog, L., Ter Horst, J., & Zhang, C. (2008). The price of ethics and stakeholder governance : The performance of socially responsible mutual funds. *Journal of Corporate Finance*, 14(3), 302-322.

- Renneboog, L., Ter Horst, J., & Zhang, C. (2011). Is ethical money financially smart? Nonfinancial attributes and money flows of socially responsible investment funds. *Journal of Financial Intermediation*, 20(4), 562-588.
- Reynolds, S. S. (1988). Plant closings and exit behaviour in declining industries. *Economica*, 55(220), 493.
- Saini, M. (2013). A Literature Review on Mutual Funds. *South Asian Journal of Marketing and Management Research*, 3(11).
- Schmidt, L., Timmermann, A., & Wermers, R. (2016). Runs on money market mutual funds. *American Economic Review*, 106(9), 2625-2657.
- Schueth, S. (2003). Socially responsible investing in the united states. *Journal of Business Ethics*, 43(3), 189-194.
- Sherrill, D. E., & Stark, J. R. (2018). ETF liquidation determinants. *Journal of Empirical Finance*, 48, 357-373.
- Siegfried, J. J., & Evans, L. B. (1994). Empirical studies of entry and exit : A survey of the evidence. *Review of Industrial Organization*, 9(2), 121-155.
- Sirri, E. R., & Tufano, P. (1998). Costly search and mutual fund flows. *The Journal of Finance*, 53(5), 1589-1622.
- Sparkes, R., & Cowton, C. J. (2004). The maturing of socially responsible investment : A review of the developing link with corporate social responsibility. *Journal of Business Ethics*, 52(1), 45-57.
- Tshilonda, Thierry. (s. d.). *Qu'est-ce qu'un fonds ISR ?* IG. https://www.ig.com/fr/strategies-de-trading/qu_est-ce-qu_un-fonds-isr---190125
- Tufano, P., & Sevick, M. (1997). Board structure and fee-setting in the U.S. mutual fund industry. *Journal of Financial Economics*, 46(3), 321-355
- Wang, X. (2010). *On time varying mutual fund performance*. University of Toronto, Working Papers, Rotman School of Management.
- 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.
- Yan, X. (Sterling). (2008). Liquidity, investment style, and the relation between fund size and fund performance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(3), 741-767.
- Zalewska, A. (Ania), & Zhang, Y. (2020). Mutual funds' exits, financial crisis and Darwin. *Journal of Corporate Finance*, 65, 101738.
- Zhao, X. (2005). Exit decisions in the u. S. Mutual fund industry. *The Journal of Business*, 78(4), 1365-1402.
- Zheng, L. (1999). Is money smart? A study of mutual fund investors' fund selection ability. *The Journal of Finance*, 54(3), 901-933.

7. Annexes

Tableau 3.1 - Les familles de fonds et les actions en portefeuille

Panel A : Nombre de fonds par famille de fonds

Nombre de fonds	Nombre de famille de fonds
1	122
2-5	151
6-20	110
21-50	36
51-80	2
Total	421

Panel B : Nombre d'actions en portefeuille par fonds

Nombre d'actions	Nombre de fonds
1-20	161
21-60	1 405
61-100	760
101-300	408
301-1000	95
1001-6100	11
Total	2 840

Note.- En utilisant le nom de la famille du fonds et l'identifiant du fonds, nous pouvons compter le nombre de fonds gérés par famille. Si nous y ajoutons la variable « Holdings », nous pouvons connaître le nombre d'actions en portefeuille. L'échantillon se compose de 2 840 fonds (dont 828 fonds en actions mondiales et 2 012 fonds en actions domestiques) appartenant à 421 familles de fonds, comme le montre le panel A du tableau 1. Près d'un tiers des familles de fonds ne gère qu'un seul fonds tandis que plus de la moitié des familles s'occupe de la gestion de 2 à 20 fonds. Seulement 0,5 % des familles de fonds gère un grand nombre de fonds, soit plus de 50. Le panel B indique le nombre d'actions en portefeuille détenues par chaque fonds. Le portefeuille des 2 840 fonds pour lesquels nous avons récolté l'information est composé de 1 à 6 029 actions. Seulement 106 fonds disposent de plus de 300 actions dans leur portefeuille, tandis que plus de la moitié, soit 1 566 fonds, en possède entre 1 et 60 en portefeuille.

Tableau 3.2 - Sortie des fonds par type de note de durabilité

	Fonds survivants	Fonds liquidés	Fonds fusionnés en intra-familial	Fonds fusionnés en inter-familial
5-Globes	251	14	22	11
4-Globes	700	33	57	18
3-Globes	873	61	67	14
2-Globes	443	49	34	9
1-Globe	161	7	11	5
Total	2 428	164	191	57

Note.- En utilisant le nombre de globes accordés à chaque fonds ESG par Morningstar, nous pouvons connaître la répartition des fonds survivants, liquidés et fusionnés par note de durabilité, 5-Globes étant les fonds respectant le plus les principes de durabilité dans ses investissements et 1-Globe étant ceux les moins bons en terme de durabilité.

Tableau 3.3 - Statistiques descriptives de l'échantillon des fonds communs de placement européens en actions

Panel A : Performance des fonds (%)				
	Fonds survivants	Fonds liquidés	Intra-	Inter-
Alpha à facteur unique				
Conventionnel	-0,63	-0,86	-0,91	-0,78
ESG	-0,54	-0,62	-0,66	-0,62
t-stat	15,77	7,814	13,987	3,316
(p-valeur)	(<2,2e-16)*	(8,91e-15)*	(< 2,2e-16)*	(0,001)*
Alpha multifactoriel				
Conventionnel	0,12	-0,04	-0,16	-0,24
ESG	0,12	-0,08	-0,05	-0,11
t-stat	0,68	-1,979	6,969	3,621
(p-valeur)	(0,497)	(0,048)*	(4,398e-12)*	(0,00035)*
Performance mensuelle				
Conventionnel	1,55	1,53	1,31	1,42
ESG	1,67	1,26	1,68	1,77
t-stat	1,643	-0,494	1,181	1,406
(p-valeur)	(0,10)	(0,622)	(0,238)	(0,161)
Panel B : Autres caractéristiques des fonds				
Taille (millions €)				
Conventionnel	146,40	43,20	78,56	29,05
ESG	179,70	59,49	70,54	58,02
t-stat	23,05	5,693	6,042	9,897
(p-valeur)	(<2,2e-16)*	(1,367e-08)*	(1,712e-09)*	(< 2,2e-16)*
Age (mois)				
Conventionnel	193	181	217	168
ESG	226	191	195	215
t-stat	18,98	4,899	-5,46	0,856
(p-valeur)	(<2,2e-16)*	(1,03e-06)*	(5,442e-08)*	(0,392)
Flux mensuel (%)				
Conventionnel	-0,30	-0,50	-1,04	-0,57
ESG	-0,20	-0,43	-0,60	-0,68
t-stat	2,066	0,108	3,022	0,0015

(p-valeur)	(0,039)*	(0,914)	(0,0025)*	(0,998)
Ratio de dépenses (%)				
Conventionnel	0,12	0,12	0,13	0,12
ESG	0,12	0,13	0,12	0,14
t-stat	-0,05	-1,02	-3,655	6,684
(p-valeur)	(0,96)	(0,308)	(0,00065)*	(9,705e-11)*
Nombre de fonds par famille				
Conventionnel	2	1	1	1
ESG	3	1	1	1
Nombre de familles				
Conventionnel	301	55	52	13
ESG	360	77	81	26
Nombres de fonds domestiques (%)				
Conventionnel	73,01	75,29	87,06	77,78
ESG	69,48	73,28	72,02	83,33
Nombre de fonds mondiaux (%)				
Conventionnel	26,99	24,71	12,94	22,22
ESG	30,52	26,72	27,98	16,67

Note.- Ce tableau présente les médianes de la performance et autres caractéristiques des fonds pour les fonds survivants, liquidés, fusionnés en intra-familial et fusionnés en inter-familial. Le panel A présente plusieurs mesures de la performance des fonds. L'Alpha à facteur unique et l'Alpha multifactoriel sont calculés par des modèles différents. Pour évaluer la performance des fonds, nous utilisons le Capital Asset Pricing Model (CAPM) à un facteur, le modèle à 4 facteurs de Carhart (voir Carhart, 1997) basé sur le modèle à 3 facteurs de Fama et French (1993) et les rendements nets mensuels. Le panel B présente les médianes d'autres caractéristiques des fonds comme : la taille du portefeuille à l'aide de la Valeur Nette d'Inventaire (actif total du fonds), l'âge du fonds, les flux mensuels, le ratio des dépenses du fonds, le nombre de fonds par famille de fonds, le nombre de familles de fonds, le nombre de fonds domestiques et mondiaux (par rapport au total des fonds par type de fonds et de sorties).

Tableau 4.1 – Déterminants de sorties des fonds communs de placement

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
Performance fonds	-0,5752***	-0,6472 ***	-0,4138 ***	-0,4775 ***
z-stat	-12,950	-14,165	-15,522	-17,161
p-valeur	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16
Flux fonds	-0,02216 ***	-0,02249 ***	-0,02363 ***	-0,02340 ***
z-stat	-6,103	-6,177	-9,956	-9,839
p-valeur	1,04e-09	6,52e-10	< 2e-16	< 2e-16
Taille fonds	-3,646e-09 ***	-3,689e-09 ***	-1,107e-09 ***	-1,113e-09 ***
z-stat	-20,863	-21,005	-21,954	-22,033
p-valeur	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16
Age fonds	0,0009794 ***	0,001008 ***	-0,0002716 *	-0,0002610 *
z-stat	5,548	5,708	-2,381	-2,287
p-valeur	2,89e-08	1,14e-08	0,0172	0,0222
Ratio de dépenses fonds	-1,704 ***	-1,732 ***	-1,555 ***	-1,568 ***
z-stat	-4,108	-4,146	-6,125	-6,149
p-valeur	3,98e-05	3,38e-05	9,07e-10	7,78e-10
Performance famille	-0,2798 *	-0,2261	-0,9245 ***	-0,8927 ***
z-stat	-1,978	-1,593	-9,994	-9,647
p-valeur	0,0479	0,111	< 2e-16	< 2e-16
Taille famille	0,2340 ***	0,2370 ***	0,07220 ***	0,07294 ***
z-stat	12,320	12,467	6,080	6,137
p-valeur	< 2e-16	< 2e-16	1,20e-09	8,43e-10
Flux famille	-0,3647 ***	-0,3646 ***	-0,1620 ***	-0,1617 ***
z-stat	-14,205	-14,203	-11,256	-11,203
p-valeur	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16
Fonds par famille	-0,01748 ***	-0,01769 ***	-0,009455 ***	-0,009517 ***
z-stat	-7,891	-7,978	-6,806	-6,841
p-valeur	2,99e-15	1,49e-15	1,00e-11	7,85e-12
Crise Dummy		-0,3599 ***		-0,2736 ***
z-stat		-5,780		-7,169
p-valeur		7,47e-09		7,55e-13
Intercept	-7,001 ***	-6,997 ***	-3,218 ***	-3,175 ***

z-stat	-15,411	-15,389	-11,241	-11,078
p-valeur	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16
Nombre d'observations	20 266	20 266	58 796	58 796
AIC	12 227	12 194	34 919	34 824

Note.- Ce tableau présente les résultats d'une régression logit binomiale qui analyse les déterminants des sorties des fonds communs de placement conventionnels et ESG. Le modèle 1 n'inclut que les variables indépendantes au niveau du fonds et de la famille de fonds conventionnels, le modèle 2 ajoute la variable muette de crise au modèle 1, le modèle 3 inclut les variables relatives aux caractéristiques des fonds et de la famille de fonds ESG, le modèle 4 ajoute la variable muette de crise au modèle 3. La performance du fonds est représentée par l'Alpha de Carhart à 4 facteurs ; les flux des fonds sont représentés par le taux de croissance de l'actif net du rendement de la période de détention du portefeuille du fonds ; la taille du fonds est calculée par le logarithme de l'actif total du fonds ; l'âge du fonds est exprimé en mois depuis son lancement ; le ratio de dépenses nettes est obtenu directement auprès de Morningstar (en pourcentage) ; la performance de la famille de fonds est calculée par la moyenne pondérée des Alpha de Carhart à 4 facteurs de tous les fonds appartenant à une même famille ; la taille de la famille de fonds est calculée par le logarithme de la somme des VNI de tous les fonds de la même famille ; le nombre de fonds familiaux ne prend en compte tous les fonds appartenant à une même famille ; les flux des fonds dans la famille sont calculés par la moyenne pondérée des flux de fonds de chaque fonds de la même famille ; la variable muette de crise prend la valeur 1 lorsque le fonds se trouve en période de crise et 0 dans le cas contraire. Pour chaque modèle, le tableau fournit le coefficient estimé, la statistique z et la p-valeur. Enfin, nous indiquons le nombre d'observations et l'AIC. *** Significatif à 0,1 % ; ** Significatif à 1 % ; * Significatif à 5 % ; • Significatif à 10 %.

Tableau 4.2 – Déterminants de liquidation des fonds communs de placement

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
Performance fonds	-0,4515 ***	-0,5230 ***	-0,5614 ***	-0,6561 ***
z-stat	-7,205	-8,114	-12,754	-14,459
p-valeur	5,79e-13	4,90e-16	< 2e-16	< 2e-16
Flux fonds	-0,01473 **	-0,01509 **	-0,01791 ***	-0,01758 ***
z-stat	-3,053	-3,113	-5,229	-5,147
p-valeur	0,00226	0,00185	1,70e-07	2,65e-07
Taille fonds	-4,141e-09 ***	-4,185e-09 ***	-9,831e-10 ***	-9,917e-10 ***
z-stat	-14,908	-14,994	-13,175	-13,260
p-valeur	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16
Age fonds	-2,840e-05	-3,768e-06	0,0005094 **	0,0005237 **
z-stat	-0,106	-0,014	2,931	3,010
p-valeur	0,91562	0,98879	0,00338	0,00261
Ratio de dépenses fonds	-2,210 ***	-2,228 ***	-2,722 ***	-2,765 ***
z-stat	-3,690	-3,705	-6,077	-6,138
p-valeur	0,00022	0,00021	1,23e-09	8,37e-10
Performance famille	0,5590 **	0,6122 **	0,6635 ***	0,7099 ***
z-stat	2,950	3,224	4,926	5,271
p-valeur	0,00318	0,00126	8,38e-07	1,36e-07
Taille famille	0,1698 ***	0,1727 ***	0,03785 *	0,03857 *
z-stat	6,617	6,726	2,020	2,056
p-valeur	3,67e-11	1,74e-11	0,04342	0,03978
Flux famille	-0,5107 ***	-0,5097 ***	-0,4256 ***	-0,4261 ***
z-stat	-13,434	-13,417	-15,997	-15,912
p-valeur	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16
Fonds par famille	-0,005728 *	-0,005941 *	-0,002410	-0,002424
z-stat	-1,964	-2,035	-1,108	-1,112
p-valeur	0,04950	0,04182	0,26807	0,26607
Crise Dummy		-0,3497 ***		-0,4266 ***
z-stat		-3,895		-6,730
p-valeur		9,83e-05		1,69e-11
Intercept	-6,188 ***	-6,184 ***	-3,773 ***	-3,698 ***

z-stat	-10,030	-10,018	-8,251	-8,078
p-valeur	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16	6,59e-16
Nombre d'observations	18 988	18 988	55 100	55 100
AIC	6 949,6	6 935,7	15 947	15 901

Note.- Ce tableau présente les résultats d'une régression logit binomiale qui analyse les déterminants de liquidation des fonds communs de placement conventionnels et ESG. Le modèle 1 n'inclut que les variables indépendantes au niveau du fonds et de la famille de fonds conventionnels, le modèle 2 ajoute la variable muette de crise au modèle 1, le modèle 3 inclut les variables relatives aux caractéristiques des fonds et de la famille de fonds ESG, le modèle 4 ajoute la variable muette de crise au modèle 3. La performance du fonds est représentée par l'Alpha de Carhart à 4 facteurs ; les flux des fonds sont représentés par le taux de croissance de l'actif net du rendement de la période de détention du portefeuille du fonds ; la taille du fonds est calculée par le logarithme de l'actif total du fonds ; l'âge du fonds est exprimé en mois depuis son lancement ; le ratio de dépenses nettes est obtenu directement auprès de Morningstar (en pourcentage) ; la performance de la famille de fonds est calculée par la moyenne pondérée des Alpha de Carhart à 4 facteurs de tous les fonds appartenant à une même famille ; la taille de la famille de fonds est calculée par le logarithme de la somme des VNI de tous les fonds de la même famille ; le nombre de fonds familiaux ne prend en compte tous les fonds appartenant à une même famille ; les flux des fonds dans la famille sont calculés par la moyenne pondérée des flux de fonds de chaque fonds de la même famille ; la variable muette de crise prend la valeur 1 lorsque le fonds se trouvent en période de crise et 0 dans le cas contraire. Pour chaque modèle, le tableau fournit le coefficient estimé, la statistique z et la p-valeur. Enfin, nous indiquons le nombre d'observations et l'AIC. *** Significatif à 0,1 % ; ** Significatif à 1 % ; * Significatif à 5 % ; • Significatif à 10 %.

Tableau 4.3 – Déterminants de fusion des fonds communs de placement

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
Performance fonds	-0,6466 ***	-0,7173 ***	-0,3362 ***	-0,3838 ***
z-stat	-11,126	-12,064	-10,494	-11,424
p-valeur	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16
Flux fonds	-0,02875 ***	-0,02930 ***	-0,02296 ***	-0,02279 ***
z-stat	-6,313	-6,414	-8,138	-8,063
p-valeur	2,73e-10	1,42e-10	4,03e-16	7,42e-16
Taille fonds	-3,438e-09 ***	-3,477e-09 ***	-1,271e-09 ***	-1,276e-09 ***
z-stat	-15,443	-15,546	-18,502	-18,550
p-valeur	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16
Age fonds	0,001830 ***	0,001847 ***	-0,0007441 ***	-0,0007349 ***
z-stat	8,185	8,262	-5,134	-5,068
p-valeur	2,72e-16	< 2e-16	2,84e-07	4,01e-07
Ratio de dépenses fonds	-1,612 **	-1,650 **	-1,091 ***	-1,100 ***
z-stat	-2,981	-3,022	-3,751	-3,767
p-valeur	0,00287	0,00251	0,00018	0,00016
Performance famille	-1,116 ***	-1,065 ***	-1,950 ***	-1,927 ***
z-stat	-5,745	-5,463	-15,974	-15,778
p-valeur	9,22e-09	4,68e-08	< 2e-16	< 2e-16
Taille famille	0,3067 ***	0,3091 ***	0,1060 ***	0,1062 ***
z-stat	11,775	11,862	7,097	7,107
p-valeur	< 2e-16	< 2e-16	1,28e-12	1,18e-12
Flux famille	-0,2187 ***	-0,2202 ***	-0,04085 *	-0,04099 *
z-stat	-6,910	-6,973	-2,356	-2,362
p-valeur	4,86e-12	3,09e-12	0,01847	0,01819
Fonds par famille	-0,02880 ***	-0,02902 ***	-0,01249 ***	-0,01252 ***
z-stat	-9,200	-9,258	-7,223	-7,233
p-valeur	< 2e-16	< 2e-16	5,09e-13	4,72e-13
Crise Dummy		-0,3630 ***		-0,1990 ***
z-stat		-4,524		-4,322
p-valeur		6,08e-06		1,55e-05
Intercept	-9,382 ***	-9,361 ***	-4,307 ***	-4,267 ***

z-stat	-15,101	-15,057	-12,016	-11,894
p-valeur	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16
Nombre d'observations	19 215	19 215	56 755	56 755
AIC	7 935,3	7 915,8	25 464	25 447

Note.- Ce tableau présente les résultats d'une régression logit binomiale qui analyse les déterminants de fusion des fonds communs de placement conventionnels et ESG. Le modèle 1 n'inclut que les variables indépendantes au niveau du fonds et de la famille de fonds conventionnels, le modèle 2 ajoute la variable muette de crise au modèle 1, le modèle 3 inclut les variables relatives aux caractéristiques des fonds et de la famille de fonds ESG, le modèle 4 ajoute la variable muette de crise au modèle 3. La performance du fonds est représentée par l'Alpha de Carhart à 4 facteurs ; les flux des fonds sont représentés par le taux de croissance de l'actif net du rendement de la période de détention du portefeuille du fonds ; la taille du fonds est calculée par le logarithme de l'actif total du fonds ; l'âge du fonds est exprimé en mois depuis son lancement ; le ratio de dépenses nettes est obtenu directement auprès de Morningstar (en pourcentage) ; la performance de la famille de fonds est calculée par la moyenne pondérée des Alpha de Carhart à 4 facteurs de tous les fonds appartenant à une même famille ; la taille de la famille de fonds est calculée par le logarithme de la somme des VNI de tous les fonds de la même famille ; le nombre de fonds familiaux ne prend en compte tous les fonds appartenant à une même famille ; les flux des fonds dans la famille sont calculés par la moyenne pondérée des flux de fonds de chaque fonds de la même famille ; la variable muette de crise prend la valeur 1 lorsque le fonds se trouve en période de crise et 0 dans le cas contraire. Pour chaque modèle, le tableau fournit le coefficient estimé, la statistique z et la p-valeur. Enfin, nous indiquons le nombre d'observations et l'AIC. *** Significatif à 0,1 % ; ** Significatif à 1 % ; * Significatif à 5 % ; • Significatif à 10 %.

Tableau 4.4 – Déterminants de fusion intra-familiale des fonds communs de placement

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
Performance fonds	-0,6711 ***	-0,7404 ***	-0,3434 ***	-0,3971 ***
z-stat	-10,850	-11,711	-9,571	-10,572
p-valeur	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16
Flux fonds	-0,02976 ***	-0,03031 ***	-0,02320 ***	-0,02305 ***
z-stat	-6,324	-6,420	-7,666	-7,604
p-valeur	2,54e-10	1,36e-10	1,77e-14	2,88e-14
Taille fonds	-3,421e-09 ***	-3,456e-09 ***	-1,643e-09 ***	-1,649e-09 ***
z-stat	-15,007	-15,097	-19,303	-19,344
p-valeur	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16
Age fonds	0,001779 ***	0,001792 ***	-0,0007264 ***	-0,0007147 ***
z-stat	7,586	7,637	-4,542	-4,467
p-valeur	3,30e-14	2,22e-14	5,58e-06	7,93e-06
Ratio de dépenses fonds	-0,9130	-0,9314 •	-1,278 ***	-1,300 ***
z-stat	-1,632	-1,646	-3,676	-3,724
p-valeur	0,103	0,0998	0,00024	0,00020
Performance famille	1,007***	-0,9549 ***	-1,177 ***	-1,153 ***
z-stat	-4,781	-4,518	-8,683	-8,507
p-valeur	1,74e-06	6,23e-06	< 2e-16	< 2e-16
Taille famille	0,4027 ***	0,4051 ***	0,1985 ***	0,1984 ***
z-stat	14,119	14,196	11,358	11,347
p-valeur	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16
Flux famille	-0,2477 ***	-0,2495 ***	0,04873 **	0,04873 **
z-stat	-7,268	-7,343	2,662	2,659
p-valeur	3,65e-13	2,08e-13	0,00777	0,00785
Fonds par famille	-0,03454 ***	-0,03473 ***	-0,01151 ***	-0,01150 ***
z-stat	-10,126	-10,171	-6,171	-6,160
p-valeur	< 2e-16	< 2e-16	6,79e-10	7,28e-10
Crise Dummy		-0,3562 ***		-0,2243 ***
z-stat		-4,210		-4,354
p-valeur		2,55e-05		1,34e-05
Intercept	-11,93 ***	-11,91 ***	-6,838 ***	-6,784 ***

z-stat	-17,451	-17,409	-16,129	-15,987
p-valeur	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16	< 2e-16
Nombre d'observations	19 022	19 022	55 946	55 946
AIC	7 198,7	7 182,1	21 412	21 395

Note.- Ce tableau présente les résultats d'une régression logit binomiale qui analyse les déterminants de fusion à l'intérieur de la famille des fonds communs de placement conventionnels et ESG. Le modèle 1 n'inclut que les variables indépendantes au niveau du fonds et de la famille de fonds conventionnels, le modèle 2 ajoute la variable muette de crise au modèle 1, le modèle 3 inclut les variables relatives aux caractéristiques des fonds et de la famille de fonds ESG, le modèle 4 ajoute la variable muette de crise au modèle 3. La performance du fonds est représentée par l'Alpha de Carhart à 4 facteurs ; les flux des fonds sont représentés par le taux de croissance de l'actif net du rendement de la période de détention du portefeuille du fonds ; la taille du fonds est calculée par le logarithme de l'actif total du fonds ; l'âge du fonds est exprimé en mois depuis son lancement ; le ratio de dépenses nettes est obtenu directement auprès de Morningstar (en pourcentage) ; la performance de la famille de fonds est calculée par la moyenne pondérée des Alpha de Carhart à 4 facteurs de tous les fonds appartenant à une même famille ; la taille de la famille de fonds est calculée par le logarithme de la somme des VNI de tous les fonds de la même famille ; le nombre de fonds familiaux ne prend en compte tous les fonds appartenant à une même famille ; les flux des fonds dans la famille sont calculés par la moyenne pondérée des flux de fonds de chaque fonds de la même famille ; la variable muette de crise prend la valeur 1 lorsque le fonds se trouvent en période de crise et 0 dans le cas contraire. Pour chaque modèle, le tableau fournit le coefficient estimé, la statistique z et la p-valeur. Enfin, nous indiquons le nombre d'observations et l'AIC. *** Significatif à 0,1 % ; ** Significatif à 1 % ; * Significatif à 5 % ; • Significatif à 10 %.

Tableau 4.5 – Déterminants de fusion inter-familiale des fonds communs de placement

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
Performance fonds	-0,4168 **	-0,4967 **	-0,2699 ***	-0,2962 ***
z-stat	-2,700	-3,140	-4,086	-4,244
p-valeur	0,00693	0,00169	4,38e-05	2,19e-05
Flux fonds	-0,01420	-0,01521	-0,008465 *	-0,008418 *
z-stat	-1,087	-1,139	-2,077	-2,065
p-valeur	0,27720	0,25489	0,03784	0,03894
Taille fonds	-4,630e-09 ***	-4,701e-09 ***	-4,107e-10 ***	-4,135e-10 ***
z-stat	-4,677	-4,723	-4,061	-4,083
p-valeur	2,91e-06	2,32e-06	4,89e-05	4,44e-05
Age fonds	0,002431 ***	0,002458 ***	-0,0004228	-0,0004177
z-stat	3,637	3,686	-1,278	-1,262
p-valeur	0,00028	0,00023	0,20141	0,20691
Ratio de dépenses fonds	-8,572 ***	-8,684 ***	-0,6363	-0,6265
z-stat	-5,260	-5,306	-1,281	-1,260
p-valeur	1,44e-07	1,12e-07	0,20012	0,20777
Performance famille	-1,749 ***	-1,695 ***	-3,764 ***	-3,749 ***
z-stat	-3,896	-3,767	-15,254	-15,170
p-valeur	9,79e-05	0,00016	< 2e-16	< 2e-16
Taille famille	-0,2879 ***	-0,2854 ***	-0,02724	-0,02679
z-stat	-4,221	-4,190	-0,875	-0,860
p-valeur	2,43e-05	2,80e-05	0,38166	0,38965
Flux famille	-0,05195	-0,05298	-0,3579 ***	-0,3583 ***
z-stat	-0,745	-0,758	-8,954	-8,961
p-valeur	0,45642	0,44825	< 2e-16	< 2e-16
Fonds par famille	0,009915	0,009551	-0,04155 ***	-0,04163 ***
z-stat	1,227	1,181	-7,613	-7,622
p-valeur	0,21990	0,23774	2,69e-14	2,49e-14
Crise Dummy		-0,4153 •		-0,1090
z-stat		-1,766		-1,114
p-valeur		0,07744		0,26525
Intercept	3,335 *	3,377 *	-2,643 ***	-2,630 ***

z-stat	2,136	2,165	-3,627	-3,607
p-valeur	0,03271	0,03040	0,00029	0,00031
Nombre d'observations	18 130	18 130	53 868	53 868
AIC	1 447,7	1 446,3	6 934,8	6 935,6

Note.- Ce tableau présente les résultats d'une régression logit binomiale qui analyse les déterminants de fusion dans un autre famille des fonds communs de placement conventionnels et ESG. Le modèle 1 n'inclut que les variables indépendantes au niveau du fonds et de la famille de fonds conventionnels, le modèle 2 ajoute la variable muette de crise au modèle 1, le modèle 3 inclut les variables relatives aux caractéristiques des fonds et de la famille de fonds ESG, le modèle 4 ajoute la variable muette de crise au modèle 3. La performance du fonds est représentée par l'Alpha de Carhart à 4 facteurs ; les flux des fonds sont représentés par le taux de croissance de l'actif net du rendement de la période de détention du portefeuille du fonds ; la taille du fonds est calculée par le logarithme de l'actif total du fonds ; l'âge du fonds est exprimé en mois depuis son lancement ; le ratio de dépenses nettes est obtenu directement auprès de Morningstar (en pourcentage) ; la performance de la famille de fonds est calculée par la moyenne pondérée des Alpha de Carhart à 4 facteurs de tous les fonds appartenant à une même famille ; la taille de la famille de fonds est calculée par le logarithme de la somme des VNI de tous les fonds de la même famille ; le nombre de fonds familiaux ne prend en compte tous les fonds appartenant à une même famille ; les flux des fonds dans la famille sont calculés par la moyenne pondérée des flux de fonds de chaque fonds de la même famille ; la variable muette de crise prend la valeur 1 lorsque le fonds se trouvent en période de crise et 0 dans le cas contraire. Pour chaque modèle, le tableau fournit le coefficient estimé, la statistique z et la p-valeur. Enfin, nous indiquons le nombre d'observations et l'AIC. *** Significatif à 0,1 % ; ** Significatif à 1 % ; * Significatif à 5 % ; • Significatif à 10 %.