



HAL
open science

Trois essais en gestion quantitative obligataire

Matthieu Barrailler

► **To cite this version:**

Matthieu Barrailler. Trois essais en gestion quantitative obligataire. Gestion et management. Université Paris sciences et lettres, 2019. Français. NNT : 2019PSLED021 . tel-03222350

HAL Id: tel-03222350

<https://theses.hal.science/tel-03222350>

Submitted on 10 May 2021

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



THÈSE DE DOCTORAT

DE L'UNIVERSITÉ PSL

Préparée à l'Université Paris-Dauphine

Trois essais en gestion quantitative obligatoire

Soutenue par

Matthieu BARRAILLER

Le 20 décembre 2019

Ecole doctorale n° ED 543

Ecole doctorale de Dauphine

Spécialité

FINANCE

Composition du jury :

Professeur Serge DAROLLES Université Paris-Dauphine	<i>Président</i>
Professeur Jessica FOUILLOUX THOMASSET Université de Bordeaux	<i>Rapporteur</i>
Professeur Pascal GRANDIN Université de Lille	<i>Rapporteur</i>
Professeur Gulten MERO Université de Cergy-Pontoise	<i>Examineur</i>
Pierre HERVE Advanced Fund Analysis	<i>Examineur</i>
Professeur Fabrice RIVA Université Paris-Dauphine	<i>Directeur de thèse</i>

L'Université Paris-Dauphine n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses ; ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteurs.

Remerciements

Certains disent que la thèse est un exercice solitaire. Je pense, au contraire, qu'elle est le reflet de la contribution de nombreuses personnes à qui je tiens ainsi à exprimer ma profonde gratitude.

Tout d'abord, je remercie mon directeur de thèse, le Professeur Fabrice Riva. Il a toujours été d'une très grande disponibilité, à l'écoute de mes nombreuses questions. Je le remercie tout particulièrement pour ses conseils précieux et bienveillants qui ont pu guider les différentes évolutions de cette thèse. Enfin, ses nombreuses relectures et corrections ont été très appréciables.

Je tiens également à exprimer ma gratitude au Professeur Serge Darolles qui est le co-encadrant de mes travaux de recherche. Sa capacité d'analyse et son enthousiasme m'ont accompagné tout au long de cette thèse. Il m'a également montré les nombreuses facettes de la recherche académique, qui rendent le monde de la recherche si passionnant.

Je tiens également à remercier Convictions Asset Management qui m'a permis d'intégrer les équipes en tant que chercheur quantitatif en contrat Cifre. En particulier, je souhaite exprimer ma profonde reconnaissance envers Pierre Hervé, Directeur de la gestion. Il a su allier exigence et bienveillance afin de m'aider dans ma progression de jeune chercheur. Je souhaite remercier tout particulièrement Nicolas Duban, Président, qui lors de nombreuses discussions a nourri mes réflexions et m'a continuellement encouragé à explorer d'autres horizons. Je souhaite également remercier Cyriaque Daillant, Fabien Georges et Alain Taillefer pour leur grande contribution dans ma réflexion. Je remercie tout particulièrement David Kalfon et la société Sanso IS qui m'a permis de finaliser cette thèse. Le temps accordé lors

de cette dernière année a été très précieux. Pour tout cela merci.

Je souhaite remercier professeur Jessica Fouilloux Thomasset de l'université de Bordeaux et professeur Pascal Grandin de l'université de Lille d'avoir accepté d'être les rapporteurs de cette thèse. Je remercie également professeur Gulten Mero de l'université de Cergy-Pontoise, professeur Serge Darolles de l'université Paris-Dauphine, d'avoir accepté de prendre part au jury de cette thèse. L'ensemble de vos remarques et vos conseils ne manqueront de me guider pour la suite de mes travaux.

J'adresse également mes remerciements à l'ensemble des membres du laboratoire DRM-Finance. Je tiens à exprimer ma gratitude à l'ensemble des enseignants pour la stimulation intellectuelle présente au sein du laboratoire. Je remercie sincèrement Thomas Marta pour nos nombreuses discussions et le partage de nos méthodes. Je souhaite également remercier l'ensemble des doctorants de DRM-Finance pour les bons moments partagés.

Je remercie également tous mes amis qui m'ont permis d'oublier momentanément le travail. Ils ont également su me soutenir lors des moments les plus difficiles. Je pense tout particulièrement à Thibaut, Bocci, Garello, Edouard, Fanny, Cédric, Marion, Gaël, Carole et Mathilde.

Ce travail a bénéficié par ailleurs de nombreuses relectures et je remercie celles et ceux qui m'ont aidé pour leur vigilance et leur rigueur. Ils ont toujours pu répondre présent même dans des délais parfois très court. Je pense tout particulièrement à Thibaut, Carole, Sophie, Yves et Karine.

Enfin, je remercie ma famille pour son amour et son soutien pendant ces longues années d'études. Je suis très reconnaissant envers mes parents qui m'ont sans cesse encouragé et m'ont transmis leur grande curiosité. Il est important pour moi de remercier Marine, qui a été là au quotidien pour me soutenir, me supporter et m'encourager tout au long de cette thèse.

Résumé

Cette thèse s'intéresse aux nouvelles opportunités offertes par la croissance des Exchange-Traded Fund (ETF). Ces travaux de recherche explorent trois de leurs impacts pour la gestion obligataire collective. La première étape de cette étude observe les effets sur les sous-jacents de l'inclusion ou l'exclusion dans un ETF. A cause de leur structure hybride, les ETF peuvent affecter les caractéristiques des sous-jacents et augmenter la proportion d'investisseurs non informés. J'exploite l'abaissement de la notation des obligations afin d'établir une relation entre la détention par un ETF et la liquidité ou le prix des sous-jacents. Les résultats obtenus montrent que les effets de l'inclusion dans un ETF sont durables et persistent partiellement après la sortie de l'ETF. Le chapitre suivant propose une méthodologie utilisant l'information contenue dans les ETF comme mesure de stress. De nombreux investisseurs profitent de la rapidité de transaction des ETF pour ajuster très rapidement leurs expositions. L'indicateur proposé permet de disposer d'une méthodologie unique pour l'ensemble des classes d'actifs, ce qui facilite l'analyse de sa propagation. Enfin, le dernier chapitre traite de l'intégration des stratégies d'assurances de portefeuille dans un fonds ouvert. La flexibilité des ETF par rapport à de multiples classes d'actifs crée de nouvelles opportunités pour l'assurance de portefeuille. Ce chapitre propose un modèle adaptant l'exposition à un actif risqué en fonction de protections à la baisse mais également à la hausse. La méthodologie permet une protection de tous les investisseurs indépendamment de la période de souscription/rachat.

Mots clés : ETF, liquidité, obligations, stress de marche, assurance de portefeuille

Abstract

This thesis studies the impact of Exchange-Traded Fund (ETF) and their implications for the fixed-income asset management. The first chapter investigates whether ETFs are likely to alter the valuation or the liquidity of their underlying bonds. Due to their hybrid structure, ETFs may affect their underlying components and increase the percentage of uninformed investors. I exploit a quasi-natural experiment based on bond downgrade's to establish a causal relationship between ETF inclusion and bonds valuation. I show that ETFs have long-term effects on their underlyings and that these effects partially persist after ETF deletion. In the second chapter, I propose a methodology aimed at extracting a stress indicator based on ETFs. Numerous investors use the ETFs' transaction facility to adjust easily their positions. The stress indicator has a unique methodology for all asset classes, which facilitate the analysis of stress propagation. Then, the last chapter investigates a way to integrate a portfolio insurance strategy in an open fund. The flexibility offered by ETF creates new opportunities for asset managers. This chapter details a model that adjusts exposure to a risky asset based on both downside and upside protection. The methodology protects investors regardless of their subscription / redemption period.

Keyword : ETF, liquidity, fixed-income, market stress, portfolio insurance

À mes parents.

Table des matières

Remerciements	iii
Resume	iv
Abstract	v
Table des figures	x
Liste des tableaux	xi
Introduction Générale	1
1 The effects of ETF revisions to the bond market : an empirical analysis	24
1.1 Background	28
1.1.1 ETF origins	28
1.1.2 ETF structure	29
1.1.3 ETF origination	29
1.1.4 ETF trading	30
1.1.5 Hypotheses developpement	31
1.2 Empirical strategy	34
1.2.1 Bond exclusions	34
1.2.2 Model specification	35
1.3 Data	39
1.3.1 Data providers	39
1.3.2 Data description	40

1.3.3	Liquidity measures	42
1.4	ETF effects on their underlyings	44
1.4.1	The valuation effect	44
1.4.2	The liquidity effect	48
1.4.3	Further evidence of the asymmetric effect	52
1.5	Conclusion	57
1.6	Appendix	58
2	Une mesure de stress de marché : le premium des ETF	64
2.1	Le premium des ETF	68
2.1.1	Le premium des ETF : une anomalie de marché	68
2.1.2	Hypothèses sur la formation du premium	69
2.2	Données et méthodologie	71
2.2.1	Statistiques descriptives des ETF	71
2.2.2	La mesure de stress	74
2.2.3	Présence du premium lors de stress de marché	77
2.3	Construction de la mesure de stress	84
2.3.1	Relation avec des indicateurs de stress	85
2.4	Mesure de stress et rentabilités futures	93
2.5	Conclusion	100
2.6	Annexes	101
3	Assurance de portefeuille dans un fonds obligataire ouvert aux souscriptions-rachats	115
3.1	Revue de la littérature des stratégies d'assurance de portefeuille	119
3.1.1	Principales stratégies d'assurance de portefeuille	119
3.1.2	Extension par des solutions dynamiques	124
3.1.3	Introduction de conditions réalistes de marché	126
3.2	Des stratégies partiellement inadaptées aux fonds ouverts	127
3.2.1	Protection de tous les investisseurs dans un fonds ouvert	127
3.2.2	Limites en cas de monétarisation	128
3.2.3	Impact de la liquidité sur la performance par les fonds ouverts	130

3.2.4	Introduction d'un risque d'arbitrage	131
3.2.5	Inéfficiency des stratégies d'assurance dans un contexte de taux négatifs	132
3.3	Méthode dynamique d'assurance de portefeuille dans un fonds ouvert aux sous-criptions	133
3.3.1	Méthodologie du modèle MultiPlancher	133
3.3.2	Formalisation explicite de la méthodologie MultiPlancher	134
3.3.3	Méthodologie de l'étude empirique	135
3.3.4	Résultats et analyses	138
3.4	Conclusion	144
3.5	Annexes	146
	Conclusion générale	156
	Bibliographie générale	158

Liste des figures

1.1	The growth of ETF market	28
1.2	The structure of physical ETFs	30
2.1	Trois scénarios possibles du premium/discount relativement à la fourchette de prix des sous-jacents	69
2.2	Évolution du VIX (axe gauche) et de la mesure de stress (axe droit) issu des ETF actions entre le 1er avril 2016 et le 30 avril 2018.	86
2.3	Évolution des encours des ETF	101
3.1	Structure d'un CPPI	122
3.2	Pourcentage de fonds monétarisé en fonction du nombre d'années de l'horizon de la stratégie CPPI.	130
3.3	Évolution de la perte maximale autorisée sur un an des stratégies CPPI et MultiFloor.	142

Liste des tableaux

1.1	Hypothesis of a reversal effect	34
1.2	ETF ownership group	36
1.3	Fixed-income exchange traded funds	39
1.4	Summary statistics of fixed-income bonds	41
1.5	Principal Component Loadings for synthetic illiquidity measure	43
1.6	Correlation matrix of all liquidity proxies	44
1.7	Impact on valuation of the underlyings	45
1.8	Placebo of ETFs valuation's effect	47
1.9	Impact of addition to an ETF on underlying bond liquidity	49
1.10	Placebo of ETFs liquidity's effect	51
1.11	Persistence of ETF valuation effect	54
1.12	Persistence of ETFs liquidity's effect	55
1.13	Conversion table of agencies ratings to numerical rating	58
2.1	Statistiques descriptives des caractéristiques observables sur les ETF actions	73
2.2	Analyse en composantes principales pour les mesures de stress	76
2.3	Matrice de corrélation pour les indicateurs de stress	77
2.4	Régression en panel de l'effet stress sur le premium des ETF actions	79
2.5	Régression en panel de l'effet stress sur le premium des ETF obligataires	80
2.6	Régression en panel de l'effet stress sur le premium des ETF	83
2.7	Statistiques descriptives de la mesure de stress	85
2.8	Relation de la mesure de stress issue du premium des ETF actions avec les principaux indicateurs de stress.	88

2.9	Relation de la mesure de stress issue du premium des ETF obligataires avec les principaux indicateurs de stress.	90
2.10	Relation de la mesure de stress issue du premium des ETF avec les principaux indicateurs de stress.	92
2.11	Régression en panel du rendement futur sur l'indicateur de stress issu des ETF actions.	94
2.12	Régression en panel du rendement futur sur l'indicateur de stress issu des ETF obligataires.	95
2.13	Régression en panel du rendement futur de la valeur liquidative sur l'indicateur de stress issu des ETF actions.	97
2.14	Régression en panel du rendement futur de la valeur liquidative sur l'indicateur de stress issu des ETF obligataires.	98
2.15	Statistiques descriptives des caractéristiques observables sur les cents ETF actions ayant les plus grands encours sous gestion.	102
2.16	Statistiques descriptives des caractéristiques observables sur les trentes ETF obligataires ayant les plus grands encours sous gestion.	103
2.17	Régression en panel de l'effet stress sur le premium des cent ETF actions ayant le plus grand encours sous gestion	104
2.18	Régression en panel de l'effet stress sur le premium des dix ETF obligataires ayant le plus grand encours sous gestion	105
2.19	Relation de la mesure de stress issue du premium des dix plus importants ETF actions avec les principaux indicateurs de stress.	106
2.20	Relation de la mesure de stress issue du premium des dix plus importants ETF obligataires avec les principaux indicateurs de stress.	107
3.1	Projection du capital initial nécessaire aux stratégies d'assurances de portefeuille assurant 100% du capital en fonction du taux sans risque et de l'horizon d'investissement.	132
3.2	Estimations des paramètres des distributions de Jonhson.	137
3.3	Tableau récapitulatif des paramètres des stratégies comparées	138

3.4	Comparaison des différentes stratégies d'assurance de portefeuille à partir des rendements du Stoxx 600.	139
3.5	Comparaison du taux de monétarisation en fonction de l'horizon d'investissement.	143
3.6	Comparaison des différentes stratégies d'assurance de portefeuille à partir des rendements du S&P500.	147
3.7	Comparaison des différentes stratégies d'assurance de portefeuille à partir des rendements du Topix.	148
3.8	Comparaison des différentes stratégies d'assurance de portefeuille à partir des rendements du MSCI Emergent.	149

Introduction Générale

Les techniques quantitatives de gestion d'actifs sont aujourd'hui majoritairement déployées pour des investissements sur les marchés actions. La raison en est simple : les titres échangés sur ces marchés sont liquides. Il est alors aisé de transformer sur ce périmètre une stratégie d'investissement sur papier en un portefeuille réellement investi, sans que les coûts de transaction atteignent des montants rédhibitoires. Au contraire, les marchés obligataires sont essentiellement des marchés où les intervenants achètent des titres et les détiennent jusqu'à l'échéance. Cela implique une liquidité bien moindre des instruments financiers traités, et donc des difficultés à développer des approches quantitatives d'investissement dédiées.

Les demandes des investisseurs ont cependant évolué ces dernières années, avec une attention toute particulière portée à la gestion des risques et à la mesure de la performance. Le développement d'indices de référence – ou benchmark, a fondamentalement changé la manière de gérer leurs portefeuilles, quelle que soit la classe d'actifs considérée. Séparer la performance d'un portefeuille en une partie indicielle ou passive, et une partie surperformance ou active est une approche désormais généralisée. Des instruments de marché adaptés permettent de capter la partie passive à moindre frais, alors que la gestion quantitative est une manière d'ajouter une composante active aux portefeuilles. Cette thèse s'intéresse à l'utilisation de techniques d'investissement quantitatives dans un contexte des marchés obligataires et aux questions qu'elle suscite, essentiellement du fait de la liquidité moindre des instruments traités sur ces marchés.

Dans une première partie, nous introduisons le cadre spécifique de la gestion collective, qui supporte la majorité des investissements faits sur les marchés financiers. Puis nous décrivons les spécificités des marchés obligataires dans une deuxième partie. Enfin, nous discutons des

principales questions soulevées par l'application d'approches d'investissement quantitatives à des instruments obligataires dont la liquidité est variable. Ceci nous permet enfin de replacer dans un contexte plus général les travaux constituant cette thèse.

La Gestion Collective La gestion collective consiste, pour l'épargnant, à investir une somme d'argent dans un portefeuille de valeurs détenues en commun avec d'autres investisseurs. La construction d'une enveloppe partagée permet aux différents investisseurs d'accéder à des placements qu'ils n'auraient pas pu espérer en tant qu'investisseurs individuels. Par ailleurs, la gestion collective consiste à déléguer la gestion à un expert. Cela ne nécessite ni de compétences ni de temps de la part de l'épargnant. Les services de gestion collective sont proposés par de multiples acteurs comme les banques, les sociétés de gestion ou les compagnies d'assurance. Les prémices de la gestion collective se trouvent dans **l'apparition des fonds fermés**. Un fonds fermé est un fonds d'investissement dont les parts sont commercialisées uniquement en période de capitalisation. Après la phase initiale de souscription, le nombre de parts émises ne varie pas pendant la durée de vie du fonds. Ce type de fonds ne permet pas des souscriptions ou/et des rachats libres. A la fin de la phase de capitalisation, le fonds investit progressivement dans les actifs ciblés. A l'échéance, les investisseurs récupèrent leurs capitaux ainsi que les profits engendrés. Selon le format du fonds, les profits peuvent être partiellement distribués lors de la vie du fonds.

Au début du XXe siècle, les fonds fermés étaient très courants. Ils permettaient à un groupe d'investisseurs de mutualiser leurs capitaux afin de financer des entreprises ou des Etats. Même si les fonds fermés existent toujours, ils se font plus rares. En effet, les fonds fermés sont aujourd'hui principalement utilisés pour deux types d'investissement. Le premier type d'usage d'un fonds fermé est pour investir dans de petites sociétés non-cotées ou dans des projets d'infrastructures. Ce type de placement nécessite des capitaux fixes afin de permettre le développement de ces projets. Si le fonds intervient dans les décisions de gestion des sociétés privées alors le fonds est communément appelé fonds de capital investissement (private equity). S'il s'agit plutôt d'obligations d'entreprises privées, le fonds pourra être qualifié de fonds de dette privée. Enfin, les fonds fermés sont aussi fréquemment utilisés pour des fonds investis dans des projets d'infrastructures. Le deuxième cas d'usage des fonds fermés

concerne les fonds à formules. Ce type de fonds structure les capitaux afin que la formule soit respectée à la fin de la durée de vie du produit. La composition du portefeuille mis en place dans ces fonds nécessite une détention de long terme. Parmi ces fonds structurés, les fonds à capital garanti permettent aux investisseurs de protéger l'intégralité du capital tout en achetant une certaine proportion dans un actif risqué. La structuration implémentée dans ces fonds garantit uniquement le capital à l'échéance du fonds. Il existe également des fonds à capitaux protégés où seulement une partie des investissements sont garantis. L'AMF est particulièrement vigilante sur la commercialisation de ce type de fonds afin que la protection partielle et le risque de perte soient suffisamment expliqués aux investisseurs. Enfin, la structuration des fonds peut également prendre de nombreuses autres formes comme des fonds à effet cliquet ou à coussin. Dans tous les cas, la complexité de la structuration nécessite une détention de long terme.

Même si ces fonds sont dits fermés, il existe des mécanismes permettant aux investisseurs de vendre leurs parts et dans certains cas d'en acheter des nouvelles. Pour cela, il leur suffit de trouver des investisseurs désirant les leur racheter. Les échanges sont peu fréquents et sont effectués à un prix décoté. Ce prix évolue fortement lors de la durée de vie d'un fonds fermé. Weiss (1989) et Peavy (1990) montrent qu'au lancement d'un fonds fermé le prix est supérieur à l'ensemble des actifs du fonds. Cette différence représente les coûts de création du fonds et d'achats des différents titres. Puis, trois mois après le lancement, le prix d'échange devient inférieur de 10% par rapport la valeur liquidative (Weiss, 1989). Tout au long de la vie du fonds, le prix d'échange fluctue amplement en dessous de la valeur liquidative. Sharpe et Sosin (1974) ainsi qu'Anderson (1986) montrent que ces fluctuations ont tendance à revenir vers la moyenne historique. Enfin, lors de l'échéance du fonds, les prix convergent vers la valeur liquidative. La présence d'une forte décote au long de la vie d'un fonds fermé peut provenir de différentes sources. Tout d'abord, la valeur liquidative n'intègre pas les frais de gestion restant à payer jusqu'à la fin du fonds. Malkiel (1977) montre que ceci peut conduire à une décote de près de 6%. L'illiquidité des titres sous-jacents peut également impacter la valeur de cette décote (Malkiel, 1977). Le prix considéré dans la valeur liquidative ne reflète pas nécessairement le prix instantané à la vente de ces actifs. Toutefois, la seule hypothèse pouvant expliquer de si larges fluctuations de la décote est fournie par Lee et al. (1991). Ils

soutiennent que les fluctuations du prix d'échange dépendent principalement du sentiment des investisseurs individuels. Similairement aux petites sociétés, les fonds fermés sont affectés par le sentiment général des investisseurs. Ce qui peut augmenter le risque présent dans ce type de fonds. Dans le cas des fonds à formules, les sociétés de gestion permettent parfois le rachat de parts à un prix fortement décoté. Cette décote a un fort effet dissuasif pour les investisseurs, ce qui réduit l'attractivité de ce type de produit. La crise de 1929 et la recherche de liquidité des investisseurs ont contribué à l'émergence d'un nouveau type de fonds : les fonds ouverts aux souscriptions rachats.

L'essor des fonds ouverts a permis d'offrir aux investisseurs une liberté plus grande à la fois dans le choix des dates d'investissement et de sortie. Comme les fonds fermés, les fonds ouverts sont des fonds de capitaux communs à plusieurs investisseurs afin d'investir dans des sociétés ou d'aider aux financements des Etats. La différence majeure entre les fonds fermés et les fonds ouverts est que le nombre de parts total en circulation peut varier dans un fonds ouvert. En d'autres termes, les investisseurs peuvent à tout moment récupérer leur investissement au prix de la valeur liquidative du fonds. Cela implique que la composition du financement d'un fonds, autrement dit le passif, peut varier dans le temps. La société de gestion du fonds agrège à période fixe les souscriptions et les rachats de parts et ajuste les positions du fonds en fonction des mouvements du passif. La flexibilité procurée par les fonds ouverts explique leur grande popularité. En 2019, les encours des organismes de placement collectif (OPC) domiciliés en France sont à 23% des fonds actions, 26% des fonds diversifiés, 22% des fonds obligataires tandis que le reste est investi en fonds monétaire. Les actifs nets de ces types de fonds atteignent, fin 2018, près de 1 225 milliards d'euros, ce qui représente une croissance annuelle nette de +4% depuis 2011. L'introduction des fonds ouverts impose différentes contraintes dans la gestion du fonds comme le traitement égalitaire de tous les porteurs, un accès simplifié à l'information, des contrôles renforcés, etc.

De nombreuses recherches montrent que la flexibilité apportée au passif des fonds comporte des risques. Les flux de passif nécessitent que le gérant ajuste ses positions en conséquence jusqu'à le forcer à vendre au plus bas. La question de l'impact des flux des fonds mutuels sur le marché ne fait pas consensus. Edwards et Zhang (1998), Franklin Fant (1999),

et Goetzmann et Massa (2003) n’observent pas de pression sur les prix induits par les flux tandis que Lou (2012), Ben-Rephael et al. (2011) et Coval and Stafford (2007) documentent une pression sur les prix dans certaines circonstances. Ben-Rephael et al. (2011) analysent également le lien entre les flux et la performance future. Ils mettent en évidence une corrélation négative entre les flux des fonds mutuels ouverts et leurs performances futures. Autrement dit, des flux positifs trop conséquents engendrent une performance future dégradée. Ceci peut s’expliquer par la dilution de l’actif et l’ajustement des positions par le gérant. Afin de limiter ces effets, les sociétés de gestion peuvent mettre en place des frais d’entrée ou de sortie. L’impact du passif sur le fonds peut être considérable lors de la sortie brutale d’un grand nombre de clients, sortie qualifiée de *fund-run* dans la littérature (Schmidt et al., 2016). Ces évènements sont loin d’être isolés et peuvent avoir des conséquences systémiques. Ces rachats massifs par un grand nombre de clients peuvent engendrer de fortes pertes pour le fonds s’il a des difficultés pour revendre certains de ces actifs. Ceci est un risque pour l’ensemble des fonds ouverts aux souscriptions rachats, même dans le cas d’un fonds monétaire, soit un des types de fonds les plus liquides. En 2008, lors de la crise, les fonds monétaires américains ont subi plus de 200 milliards de rachats pendant la troisième semaine de septembre (Schmidt et al., 2016). Cette crise sur les fonds monétaires a posé des problèmes pour le financement à court terme des petites entreprises. Il existe toutefois plusieurs méthodes permettant de gérer ce risque. La méthode la plus couramment utilisée par les gérants est une approche cherchant à estimer le nombre de rachats sur une période future (Chernenko et Sunderam, 2016). Toutefois, la qualité des données est médiocre rendant les prévisions peu efficaces. Afin d’améliorer cette estimation, Darolles et al. (2018) proposent d’estimer la probabilité de sortie à l’aide d’un modèle intégrant le phénomène d’autocorrélation des flux.

Les fonds ouverts ont été une des plus grandes innovations de l’industrie financière du XXe siècle. Ceci a engendré des mouvements de passif qui peuvent dépendre de la nature des clients, de la performance mais aussi de l’horizon d’investissement. Les mouvements de panique sur certains fonds nécessitent une attention particulière des sociétés de gestion afin d’allier la liquidité de l’actif à la liquidité du passif.

La part prépondérante des indices dans la gestion d'actifs est une autre évolution récente de l'industrie financière du XXe siècle. Ces indices ont été créés par un journaliste. A la fin du XIX siècle, Charles Dow, journaliste financier et créateur du Wall Street Journal, recherche une statistique fiable synthétisant les variations des entreprises industrielles cotées au New York Stock Exchange. Après avoir attendu qu'un nombre suffisant d'entreprises cotées, Charles Dow publie pour la première fois, le 26 mai 1896 dans le Wall Street Journal, un indice représentant la moyenne arithmétique des cours des titres de toutes les entreprises dites industrielles. Cet indice est aujourd'hui connu sous le nom de Dow Jones Industrial Average (ou Dow Jones). Depuis, de nombreux autres indices ont été créés permettant de synthétiser les variations d'un marché ou d'un segment de marché. La méthodologie de pondération peut varier en fonction des indices ; par exemple la pondération des sociétés du S&P500 n'est pas une fonction du prix mais de la capitalisation boursière de chaque société. Pour un indice obligataire, la capitalisation boursière importe peu, et la pondération prend en compte le niveau de la dette globale de l'émetteur. Chaque indice a sa propre méthodologie mais la plupart des indices sont révisés mensuellement. Lors des révisions, la composition d'un indice peut différer à cause de changements de capitalisation boursière, d'un changement de réglementation ou de notation, etc.

Un des premiers indices européens d'obligations d'entreprise a été créé en 1998 par Barclays : le Barclays Euro Corporate Index. Malgré un intérêt certain, les indices obligataires n'ont pas eu la même réussite que les plus grands indices actions. La diversité et la complexité de la structure des obligations peuvent expliquer ce développement tardif. De plus, la qualité des prix disponibles complique la pertinence de l'information contenue par l'indice. Les obligations se traitent majoritairement over-the-counter c'est-à-dire dans un marché de gré à gré. Par conséquent, il est difficile d'obtenir une valorisation quotidienne des titres. En 2017, Iboxx, Thomson Reuters ou d'autres fournisseurs combinent plusieurs sources provenant de banques afin d'établir un prix : la valorisation d'une obligation n'ayant pas été traitée dans la journée est estimée à l'aide de modèles complexes.

La mise en place des indices boursiers et leur importance grandissante au cours du XXe siècle ont engendré de nombreux impacts. Jain (1987) montre qu'il y a un impact signifi-

catif sur les prix des sous-jacents. Dans le cas du S&P 500, lors de 87 ajouts dans l'indice, une performance anormale de +3.07% est observée le jour de l'annonce. Dans le cas d'une suppression, la performance anormale est seulement de -1.16%. Jain (1987) explique que la modification de l'indice par Standard & Poor's est une information pour les acteurs des marchés financiers. L'étude a été étendue par Chakbrati et al. (2005) qui se sont intéressés à la révision des indices MSCI. Ces résultats sont en accord avec ceux obtenus par Jain (1987). Ils montrent par ailleurs que l'impact est plus fort pour un indice des pays développés que pour celui d'un pays émergent. D'autres effets sont également perceptibles. Les indices peuvent causer une hausse de la volatilité et des volumes échangés des titres constituant l'indice. Beneish et Whaley (1996) mettent en évidence qu'après la date effective d'introduction les volumes échangés augmentent. Ils ajoutent que la hausse est temporaire et correspond aux rebalancements des fonds indiciels.

La liquidité des titres est affectée par leurs présences dans un indice. Hedge et McDermott (2003) montrent à l'aide de la fourchette de prix cotée mais aussi à l'aide des modèles de Glosten et Harris (1988) ou de Madhavan, Richardson et Roomans (1997) que la liquidité augmente pour un titre entrant dans le S&P500. Dans le cas d'une sortie de l'indice, la baisse de liquidité se fait au cours des trois mois suivant l'annonce. La révision d'un indice a d'autres conséquences. Chen et al. (2004) montrent qu'il y a un effet permanent sur les prix. Ils attribuent l'asymétrie existante en grande partie au biais de renommée. Ce phénomène est documenté par l'étude de l'impact des médias qui augmentent l'attention et la fréquence des transactions (Barber, 2007). La création des indices a eu des conséquences sur les sous-jacents. Ces nouveaux indicateurs ont également permis le développement de nombreuses méthodes permettant d'évaluer les actifs sous gestion.

Les Spécificités des Marchés Obligataires De nombreux rois ont utilisé les marchés obligataires pour financer des guerres, d'autres rois comme Louis XIV ont eu recours à l'emprunt afin de financer des châteaux, palais ou bâtiments publics. L'emprunt obligataire pouvait également être utilisé dans le but de diminuer le coût de la dette royale. C'est à la fin du XVIe siècle que les emprunts d'entreprises sont apparus pour financer le commerce entre l'Europe et l'Asie. La Dutch East India a émis sa première obligation en 1604 afin de sécuriser

la route de la Soie (Gelderblom et Jonker, 2004). Progressivement, les entreprises des autres pays européens ont mis en place des emprunts. Les objectifs étaient similaires à ceux de la dette royale : ces entreprises cherchaient à réduire l'effet des taux d'intérêts ou à financer de grandes infrastructures.

Une obligation est définie comme étant une valeur mobilière qui constitue une créance sur son émetteur. Autrement dit, elle représente une dette financière contractée par un individu, une entreprise ou par un Etat. Le format de la dette peut prendre différentes formes. Elle peut être remboursée à court terme, à long terme ou peut même être contractée perpétuellement. La diversité des obligations se caractérise également par celle des méthodes de remboursement. Certaines obligations sont à coupon zéro, c'est-à-dire que le remboursement se fait uniquement à échéance. D'autres sont au contraire à amortissement constant ou à annuités constantes. Par ailleurs, le taux d'emprunt peut également varier selon le type d'obligation. Il peut être déterminé à l'émission de l'obligation, révisable ou à taux variable. Enfin, l'obligation peut être subordonnée, c'est-à-dire que le remboursement n'est pas prioritaire en cas de faillite ou de liquidation de l'émetteur. Il existe également des obligations convertibles pouvant être converties en actions de l'émetteur à un prix fixé. A cette diversité des paramètres des obligations s'ajoute la diversité des pratiques dans les différents pays. La plupart des pays comme la France disposent d'emprunts d'État. D'autres comme les Etats-Unis proposent à la fois des emprunts d'État mais également des *municipals bonds* qui sont des obligations émises par un état ou une municipalité. La diversité du marché obligataire a permis l'émergence d'un marché obligataire conséquent répondant à l'ensemble des besoins des investisseurs.

Aujourd'hui, lorsqu'une obligation est émise, l'émetteur peut demander sa notation par une agence de notation financière. Il s'agit d'un organisme déterminant le risque de non-remboursement sur ce type d'obligation de l'Etat ou de l'entreprise concernée. Les trois plus grandes agences de notations que sont Moody's, Standard & Poor's et Fitch Ratings détiennent 94% des parts de marché. Basées uniquement sur des critères financiers, leurs notations sont scrutées par l'ensemble des analystes. La notation allant généralement de AAA à D (pour défaut) se décompose en deux grandes parties : les émissions non-spéculatives et

les émissions spéculatives. Les obligations notées comme émission spéculative ont un risque de défaut non négligeable mais proposent de hauts rendements. Cette distinction à un fort impact vis à vis de la réglementation ou des indices de marchés, qui peuvent exclure de leur univers une obligation si elle devient spéculative. La diversité du monde obligataire constitue sa richesse et sa complexité.

Malgré la diversité des types obligations, il est possible de **décomposer le rendement obligataire** et comparer deux obligations via leur taux de rendement actuariel. Il s'agit de la valeur actualisée de l'ensemble des flux financiers d'une obligation. Ce rendement peut s'exprimer par la combinaison de différentes primes de risque (Elton et al, 2001). Le premier facteur explicatif du taux de rendement d'une obligation dépend du taux sans risque du pays d'émission. Le taux sans risque correspond généralement au taux d'emprunt d'État pour la même maturité. De plus, contrairement aux intérêts des emprunts d'État, les rendements des obligations d'entreprises sont taxés, ce qui justifie une prime vis à vis des emprunts d'État. Le troisième facteur pouvant expliquer le taux de rendement d'une obligation est son risque de défaut. En effet, les investisseurs demandent une prime afin de justifier le risque pris d'un non remboursement de l'emprunt. Ce risque dépend d'une combinaison de paramètres (Altman, 1968). Cette probabilité de défaut dépend de la maturité de l'obligation, de son pays d'émission, de son secteur d'activité et d'autres spécificités propres à chaque entreprise. Le risque de défaut nécessite toutefois d'être pondéré par la séniorité de l'obligation, c'est-à-dire par l'ordre de remboursement en cas de défaut. Lorsqu'une société dépose le bilan, certains actifs peuvent être vendus afin de rembourser partiellement certaines obligations. Un autre facteur qui fait consensus au sein de la recherche académique est la liquidité des titres. Sarig et Warga (1989), He et Milbradt (2014) parmi d'autres expliquent qu'une prime de liquidité peut expliquer en partie le rendement actuariel. La facilité de transaction conférée par une obligation plus liquide implique une baisse du taux de rendement. Goyenko et al. (2011) mettent en évidence de fortes variations de liquidité dues à des chocs macroéconomiques. Beber et al. (2008) confirment, sur le marché européen, que la recherche de liquidité est accentuée en période d'incertitude.

Par construction, le taux actuariel rétribue les investisseurs d'une prise de risque. Tou-

tefois, ce taux peut être négatif. En effet, la banque centrale européenne a une politique monétaire visant à relancer l'activité économique, ce qui se caractérise par un taux négatif de refinancement des banques. Ainsi, le taux d'emprunt d'État dix ans français est devenu négatif pour la première fois en juin 2019. De ce fait, de nombreuses sociétés peuvent désormais emprunter à taux négatif. La course à l'assouplissement entre la FED et la BCE a conduit de nombreuses obligations d'entreprises dites de haut rendement à proposer des taux négatifs. L'apparition de ces niveaux de taux négatifs engendre de nombreuses problématiques notamment dans la gestion quantitative (Christensen et Rudebusch, 2016 ; Arteta et al. 2018). Les modèles économiques et mathématiques conçus n'avaient pas anticipé la possibilité de prêter des capitaux à pertes.

Le développement de la gestion quantitative obligataire est récent. En 2017, le marché obligataire mondial atteignait environ 100.000 milliards de dollars, soit plus de 50% du marché total des actifs financiers. En comparaison, la taille du marché obligataire mondial représentait seulement 31.400 milliards de dollars dans les années 2000. Avec cette forte croissance, la gestion quantitative obligataire s'est considérablement développée, devenant une solution alternative à la gestion discrétionnaire. Ce type de gestion est plus récent car il nécessite des capacités de recherche plus importante que pour les marchés actions. La gestion quantitative est une philosophie de gestion selon laquelle les décisions d'investissement, généralement confiés à un gérant, sont guidées par un algorithme. Ainsi le processus de décision est entièrement automatisé. La gestion quantitative la plus connue est sûrement la gestion indicielle, qui consiste à répliquer un indice de marché. Le caractère opérationnel est également plus complexe. Pour autant, la diversité des obligations ne permet pas aux analystes de couvrir l'ensemble de l'univers. Une approche modélisée peut permettre de profiter de diverses opportunités de marchés. Ce type de produit s'est tout d'abord développé sur des sous-segments d'indices. Parmi ces segments, Fridson et Sterling (2006) mettent en évidence que les obligations devenues spéculatives suite à une dégradation de notation restaient de meilleure qualité que des obligations spéculatives dès l'émission. Puis, le développement a porté sur la modification de pondération des indices. Une des principales critiques de la gestion indicielle classique est sa tendance à surpondérer les entreprises surendettées et à sous-pondérer les entreprises ayant une faible dette. Ainsi, un des plus importants fonds de

pension au monde, le California Public Employees Retirement System a mis en place une nouvelle méthode de pondération utilisant les valeurs fondamentales des bilans des entreprises tels que le taux d'endettement, la marge opérationnelle, etc.

Récemment de nombreuses contributions de la littérature proposent des méthodes de pondération en fonction des primes de risques. Leote de Carvalho et al. (2014) montrent que la prime de risque de faible volatilité existe aussi dans l'univers obligataire et suggèrent d'utiliser une pondération par la volatilité. Israël et al. (2017) identifient quatre facteurs expliquant la majorité des variations des rendements des obligations. Les deux premiers facteurs sont le portage de rendement et la faible volatilité. Ils isolent également le biais issu de la tendance. Enfin les valeurs largement décotées représentent le dernier facteur. Ces indices sont devenus des standards en finance, et sont désormais communément appelés indices de smart bêta. Enfin, les derniers développements de l'industrie financière proposent une gestion dynamique de ces facteurs ou la mise en place systématique de l'analyse issue de la gestion fondamentale. Ces derniers développements ne sont, en 2019, qu'à leurs balbutiements mais renforcent la nécessité de comprendre les conséquences et le potentiel de la gestion systématique obligataire.

Les Questions posées par la Gestion Quantitative Obligataire Nous abordons dans cette partie les questions liées à l'utilisation d'approches quantitatives dans l'optique de la gestion d'un portefeuille obligataire investi via de fonds ouverts ou d'ETF. Ces questions sont liées à la liquidité des marchés obligataires. La question de la prise en compte de critères ISR est également abordée du fait de son importance grandissante dans la gestion d'actifs actuelle.

La remise à plat des modèles d'évaluation d'actifs, avec notamment la prise en compte de la liquidité devient, dans le contexte qui nous intéresse, une nécessité. Le modèle d'évaluation des actifs financiers (MEDAF) proposé par Sharpe (1964), Lintner (1965) et Mossin (1966) décompose la rentabilité d'un actif boursier comme la combinaison d'un risque de marché et d'un actif sans risque. Le risque de marché représente le risque systématique, soit un risque non diversifiable. Le MEDAF permet ainsi d'estimer la rentabilité d'un titre en fonction de la rentabilité attendue du marché. Ce modèle se base sur de multiples

hypothèses. Il considère un marché parfait sans taxe ni coût de transactions. Les prêts et emprunts sont sans coût et illimités. De plus, les investisseurs - hostiles au risque - ont les mêmes anticipations sur les rentabilités espérées et leurs fonctions d'utilités sont de type Von Neumann-Morgenstern c'est-à-dire strictement croissantes et strictement concaves. Sous ces conditions, le modèle explique la réalisation de l'offre et la demande pour chaque titre. Les premiers résultats des analyses sont présentés par Black, Jensen et Scholes (1972) et Jagannathan et McGrattan (1995). Les résultats montrent que le modèle MEDAF est incomplet et peut être amélioré par une composante spécifique à chaque titre. Pogue et Solnik (1974) montrent, quant à eux, que le modèle explique 30 à 60% des rentabilités sur le marché européen. Ces hypothèses ont fait l'objet de nombreuses critiques par différents articles tels que Roll (1977) ou Banz (1981). Les différentes recherches mettent en évidence que l'instabilité de l'exposition au marché peut conduire à une mauvaise prédiction de la rentabilité. La mesure du bêta est complexe en raison de la non-stationnarité de ce paramètre, son instabilité ou sa variabilité (Miller et Scholes, 1972). Par ailleurs, certaines hypothèses du modèle sont irréalistes comme le fait de pouvoir ignorer les frais de transactions, l'effet de taille des actifs ou la divergence des anticipations des investisseurs.

Les premiers tests empiriques montrent que le modèle MEDAF est trop limité par l'utilisation d'une seule variable de risque. Il est rapidement étendu par Fama et French (1992). Ce modèle, aujourd'hui connu sous le nom de modèle Fama-French à trois facteurs, propose de modéliser la rentabilité attendue d'un actif par l'exposition au marché global, au facteur taille et au facteur valorisation. La rentabilité espérée d'un portefeuille très exposé au facteur taille correspond à la différence de rentabilité entre un portefeuille composé des titres à faible capitalisation et celle d'un portefeuille de titres à forte capitalisation. Le facteur valorisation représente quant à lui, la différence de rentabilité entre les titres à fort ratio Valeur Comptable/Valeur de marché et celui d'un portefeuille de titres à faible ratio Valeur Comptable/Valeur de marché. Les résultats de Fama-French (1992, 1993) montrent que les deux variables supplémentaires permettent de décrire plus précisément la rentabilité d'un titre. Le modèle multi-factoriel de Fama-French ouvre la discussion sur la modélisation du marché par des facteurs de risque. Par la suite, Carhart (1997) étend ce modèle à un modèle à quatre facteurs, prenant en compte le facteur momentum (Jegadeesh et Titman, 1993). En

2015, Fama et French (2015) étendent leur propre modèle pour obtenir un modèle à cinq facteurs où ont été ajoutés les facteurs de profitabilité et d'investissements.

Depuis, de nombreuses recherches académiques font émerger de nouveaux facteurs. Ces facteurs estiment de nouvelles dimensions pouvant expliquer la rentabilité des actions et des obligations, comme la liquidité (Korajczyk et Sadka, 2008, Datar et al. 1998), le risque de défaut (Vassalou et Xing, 2004) ou l'optimisme des analystes (So, 2013). Harvey, Liu et Zhu (2016) répertorient près de 316 facteurs de risque différents. L'émergence de ce « zoo de facteurs » souligné par Cochrane (2011) questionne leur rationalité économique. L'analyse multi-factorielle a transformé l'industrie de l'asset management. L'intégration de ces facteurs dans de nombreux hedge funds a conduit à la création des fonds dit risk premia, à savoir des fonds de performance absolue isolant la partie systématique des titres afin de capter uniquement l'exposition à un facteur.

L'écart de liquidité entre l'actif et le passif des fonds ouverts est alors la seconde question liée à la problématique qui nous intéresse. La liquidité est un concept multidimensionnel représentant la capacité d'un investisseur à acheter ou à vendre immédiatement un actif sans en affecter le prix. Elle peut être mesurée par différentes méthodes notamment décrites par Feldhütter (2012), Roll (1984), Amihud (2002) ou Jankowitsch et al, (2011). Toutefois, ces méthodes sont inexactes pour des actifs illiquides ou lorsque les conditions de marché se dégradent très fortement. De plus, la combinaison de ces actifs dans un portefeuille nécessite une attention particulière. Une des solutions les plus courantes est d'utiliser des régressions logistiques permettant d'élaborer un modèle à probabilité conditionnelle. Ce type de modèle permet de prédire si un actif est liquide. Cette méthode permet de simuler certaines conditions de marchés et d'estimer les risques de liquidité dans des cas extrêmes. Une deuxième méthode possible est de classifier les actifs à l'aide d'arbres de décision. L'arbre de décision permet d'ordonner les actifs en fonction de la fréquence de calcul des valeurs liquidatives, des types d'investissements ou de variables explicatives catégorielles (type de fonds, pays de domiciliation). Cette méthode permet à la fois d'intégrer des variables d'état, quantitatives ou qualitatives. Une structure en arbre permet également une lecture simplifiée du processus de décision. Le principal défaut de ce type de méthode est qu'il reflète souvent

des cas particuliers des données d'apprentissages. Des méthodes de type *bagged-tree* ou *random forest* permettent d'obtenir de meilleurs résultats de prédiction. Ces méthodes agrègent les résultats d'arbres de décisions construits sur des parties de l'échantillon et/ou sur des variables choisies aléatoirement. Enfin, il est également possible de calculer la liquidité en fonction du nombre de jours nécessaires pour vendre la totalité des actifs. Les modèles de Almgren (2012) ou de Damel (2015) permettent d'estimer les temps optimaux de vente des titres en fonction du niveau de liquidité et des coûts de transactions. Ainsi, une forte aversion pour les pertes engendre un temps plus long de liquidation du portefeuille.

Généralement, l'actif d'un fonds est calibré en fonction de sa structure et de l'état de son passif. Une éventuelle inadéquation entre le passif et l'actif peut provoquer la panique des investisseurs. Ce fut le cas en juin 2019 avec la société de gestion H2O. H2O a été fondé en 2010 par Bruno Craste, un ancien trader spécialiste des obligations à haut rendement. Avec des performances remarquables, les encours sous gestion ont connu une forte croissance, évoluant de 3 milliards en 2010 à 30 milliards en 2019. Le 18 juin, un article apparu sur un blog du Financial Times prétend que les fonds H2O contiennent de fortes proportions d'obligations illiquides. De plus, l'ensemble de ces obligations proviendraient d'un seul émetteur, ce qui renforce les interrogations sur la liquidité de ces titres. Ce doute sur la liquidité de l'actif a provoqué une panique des investisseurs conduisant à une forte vague de rachats sur les fonds. En une semaine, dix milliards d'euros ont été rachetés par les clients de H2O, soit un tiers des encours de la société. Face à cette panique, la société de gestion a tout d'abord rappelé que le fait de détenir une petite proportion d'actifs peu liquides ne remettait pas à cause la liquidité globale du fonds.

Toutefois, face aux nombreux rachats, la société a dû activer deux mécanismes de protection. Tout d'abord, le swing pricing a été mis en place : il consiste à faire payer à l'acheteur ou au vendeur les coûts de transactions inhérents à la souscription ou au rachat. Ainsi les porteurs de parts et la performance globale du fonds ne sont pas affectés par les mouvements de passif. Le deuxième mécanisme mis en place concerne la valorisation du fonds. En effet, tandis que la majorité des actifs est valorisée en fonction des dernières transactions, les actifs illiquides sont valorisés par des modèles. Ces modèles reflètent une valeur théorique de l'actif

qui peut-être bien différente de la valeur de cession immédiate. Dans le cas de H2O, la revalorisation des fonds à des prix de cession a engendré des décotes de 3 à 7% sur certains fonds. Cet épisode rappelle à quel point sont liés l'actif et le passif d'un fonds dans l'industrie de la gestion d'actif.

Les conséquences de **l'essor de la gestion passive via les exchanges-traded funds (ETF)** sont difficiles à mesurer. La gestion passive consiste à répliquer un indice boursier en composant un portefeuille qui reproduit les variations de cet indice. Son développement s'est largement accéléré avec le développement des ETF. Il s'agit de fonds indiciels cotés sur les marchés financiers. Les ETF permettent aux investisseurs de s'exposer à tout moment à un portefeuille très diversifié représentant l'indice sous-jacent. La facilité de transaction et les faibles coûts rendent les ETF très attractifs pour les investisseurs. La principale caractéristique des ETF est la dualité de leur structure. En effet, les ETF peuvent être achetés/vendus sur les marchés cotés comme une action ou à la valeur liquidative comme un fonds. Ce qui les distingue des fonds mutuels est que seuls les participants autorisés peuvent acheter ou vendre des parts d'ETF à la valeur liquidative. Ceci se justifie par le fait que pour la majorité des ETF, la création ou le rachat de part se fait en échange des composants de l'ETF. Ainsi pour souscrire une part de l'ETF, le participant autorisé doit acheter les titres qui le composent puis les fournir à la société de gestion pour obtenir une part de l'ETF. Il peut alors livrer la part d'ETF à son client final. Les participants autorisés représentent les intermédiaires entre la société de gestion et les investisseurs. Ce mécanisme de système de création/rachat garantit une convergence des prix entre la valeur de l'ETF et le prix du panier de titres sous-jacents.

Il est intéressant de comparer un ETF à un fonds mutuel indiciel. Ces deux types de fonds suivent une stratégie passive et sont considérés comme des produits semblables. La majeure différence repose sur le fait qu'un ETF est coté en bourse. Cela signifie que son prix varie au cours de la journée en fonction de l'offre et de la demande. Un investisseur peut l'acheter ou le vendre à tout moment. De plus, les volumes sont également disponibles tout au long de la journée, ce qui n'est pas possible pour un fonds mutuel. Enfin, contrairement au fonds mutuel indiciel, les achats/ventes des investisseurs n'affectent pas la valeur liquidative de l'ETF. Le risque de passif n'est pas présent dans le cas d'un ETF. Toutefois les ETF

génèrent d'autres risques. Bien que ces instruments aient émergé très récemment, quelques articles documentent leurs effets sur leurs sous-jacents. Stambaugh (2014) estime que le développement de la gestion passive, en réduisant les opportunités d'arbitrage, concourt à une plus grande efficacité des marchés. De plus, Appel et al. (2016) mettent en avant que l'augmentation de la présence des ETF aux États-Unis depuis la crise financière, a eu un effet positif sur les fonds actifs en les encourageant à adopter des stratégies plus agressives. Au contraire, Wurgler (2010) considère que leur présence favorise les distorsions de la valorisation des actifs sous-jacents, via les pressions à la hausse et à la baisse sur les prix consécutives à l'impact de l'inclusion/exclusion de ces derniers dans les indices.

Les ETF offrent un environnement exceptionnel pour tester l'impact de la gestion passive sur les sous-jacents. Madhavan et Sobczyk (2016) estiment que les ETF, du fait de la faiblesse de leurs coûts, favorisent l'intégration rapide de toute nouvelle information dans leurs prix, avant les prix sur les marchés sous-jacents. Cette vision théorique est corroborée par certaines études empiriques telles que celle de Glosten, Nallareddy et Zhou (2016) qui montrent que l'incorporation de l'information dans les prix des actifs est plus rapide pour les titres inclus dans les portefeuilles de sous-jacents d'ETF. Ainsi, les ETF favorisent la transmission de chocs de marché (Agarwal et al., 2018). Par ailleurs, Ben-David et al. (2018) mettent en évidence que les ETF augmentent la volatilité des sous-jacents. Les flux de la gestion passive engendrent des mouvements indifféremment de l'information spécifique à chaque titre. Cela transforme également la répartition par type des investisseurs, les investisseurs non informés sont plus présents sur les titres détenus par les ETF que dans les titres similaires non détenus par les ETF (Dannhauser, 2017). De nombreuses questions restent en discussion comme l'impact sur la liquidité sur les sous-jacents. Sushko et Turner (2018) et Saglam et al. (2019) montrent que les sous-jacents ont une fourchette de prix plus faible tandis que Hamm (2014) identifie l'effet inverse. Le développement de la gestion passive permet à de nombreux investisseurs d'accéder à de nouveaux marchés. Les ETF répondent à de nombreuses problématiques comme la recherche de liquidité ou de faible frais de gestion. Cependant, ils doivent désormais faire face à de nouvelles problématiques comme la recherche d'investissements responsables, les investisseurs cherchant à améliorer et à mesurer les impacts environnementaux et sociaux de leurs placements.

L'intégration de **critères ISR dans les stratégies quantitatives** d'investissement est également une question d'actualité. L'investissement socialement responsable est une expression regroupant les diverses démarches d'intégration du développement durable au sein de la finance. Il vise généralement à investir selon une certaine philosophie et dans le respect de certaines valeurs. Ces investissements prennent en compte des critères extra-financiers afin d'avoir un impact favorable sur les aspects sociaux, de gouvernance et environnementaux. Il n'existe pas de définition commune en Europe mais l'association française de la gestion financière (AFG) propose une définition de l'investissement socialement responsable : l'ISR « est un placement qui vise à concilier performance économique et impact social et environnemental en finançant les entreprises et les entités publiques qui contribuent au développement durable quel que soit leur secteur d'activité. En influençant la gouvernance et le comportement des acteurs, l'ISR favorise une économie responsable ».

Les débuts de l'ISR datent du début du XXe siècle. Un des premiers fonds éthiques créé en 1928 est le Pioneer Fund, un fonds pratiquant l'exclusion des sociétés étant impliquées dans des activités dites de « péché » comme les armes, l'alcool, les jeux ou la pornographie. De nombreuses congrégations ou fonds de pension ont depuis modifié leurs méthodes d'investissements. C'est notamment le cas du fonds de pension de l'État norvégien qui, depuis 2008, exclut les sociétés produisant des armes à sous-munition ou en lien avec le tabac. Le processus d'exclusion permet de ne pas investir dans des sociétés dont la philosophie ne correspond pas à celle des investisseurs mais il ne favorise pas les sociétés à impact positif. C'est pour cela que le fonds Pax World Fund créé en 1972 par deux prêtres orthodoxes a mis en place une approche *best-in-class*. Cette approche ne se contente pas seulement d'éliminer certaines sociétés en fonction de leurs activités mais privilégie les meilleures entreprises de chaque secteur. Cette méthodologie permet de ne pas créer de biais sectoriel ou géographique tout en visant une amélioration des comportements de chaque société.

L'approche *best-in-class* nécessite de classer les entreprises selon une notation. Il existe de nombreuses méthodes permettant de classer les sociétés. Parmi ces diverses solutions, trois méthodologies semblent faire un consensus : la notation Environnementaux, Sociaux et

de Gouvernance (ESG), le taux de participation aux objectifs des développements durables (ODD) et l’empreinte carbone. La notation Environnementaux, Sociaux et de Gouvernance dite ESG repose sur de nombreux critères décomposés en trois grandes thématiques. Le critère environnemental évalue la gestion des déchets, la participation à la réduction des émissions de gaz à effet de serre et la gestion de la prévention des risques environnementaux. Le critère social encourage les sociétés à la prévention des accidents, le respect du droit et de la formation des employés. Enfin, le dernier critère reflète l’indépendance et la féminisation du conseil d’administration, la transparence de la rémunération des dirigeants ainsi que la lutte contre la corruption. Tout comme la notation sur les obligations, la notation ESG est effectuée par des agences de notation sociales et environnementales. Le marché est aujourd’hui constitué d’agence de notation classique comme Moody’s ou Standard & Poor’s mais aussi d’autres entités comme MSCI ou Concert.

Une autre approche consiste à mesurer pour chaque entreprise le pourcentage du chiffre d’affaires réalisé contribuant à atteindre des objectifs de développement durable fixé par les 193 pays de l’organisation des Nations unies adoptés en septembre 2015. Ces dix-sept objectifs de développement durable ont pour ambition d’éradiquer la pauvreté et les inégalités tout en assurant la transition écologique de la planète à l’horizon 2030. Les dimensions de ces objectifs sont multiples, ils visent un meilleur accès à l’eau et à l’éducation mais également à l’égalité des genres au développement économique ou à la promotion de la paix.

Enfin, une dernière approche concerne l’empreinte carbone des sociétés. Tout comme la participation aux objectifs de développement durable, l’empreinte carbone est une mesure numérique dépendante du chiffre d’affaire des sociétés. L’empreinte carbone mesure le ratio tonnes équivalent CO₂/millions de dollars de chiffre d’affaires reflétant l’intensité en termes de gaz à effet de serre de l’activité des entreprises. La mesure prend généralement en compte les émissions directes (scope 1) et les émissions indirectes liées à la consommation d’énergie (scope 2). Le scope 3 est plus compliqué à mesurer car il nécessite de comptabiliser toutes les autres émissions de gaz à effet de serre qui ne sont pas liées directement à la fabrication d’un produit ; c’est-à-dire toutes les autres étapes du cycle de vie comme l’approvisionnement, le transport ou l’utilisation du produit.

Ces dernières années est apparue une nouvelle dimension de l'investissement responsable avec l'impact investing. Il s'agit d'investissements visant à générer des bénéfices sociaux et environnementaux. L'investissement d'impact cible toutes sortes d'acteurs qui apportent des solutions aux défis environnementaux et sociaux tout en générant des rendements financiers. L'objectif de ce type d'investissement est la recherche explicite d'impacts positifs. C'est le cas par exemple des green bonds ou des social bonds. Les green bonds permettent par exemple le financement de projet éolien ou de préservation d'espace protégé. Le marché de l'investissement d'impact est en grande expansion. En 2011, seulement quelques milliards d'euros étaient émis en green bonds tandis que plus de cent milliards d'euros ont été émis en 2017 selon Bloomberg New Energy Finance. La prise de conscience des investisseurs a conduit la recherche académique à comprendre quels sont les liens entre la performance financière d'une société et les critères d'investissements responsables. Friede et al. (2016) signalent que les résultats de près de 90% des 2000 études analysées concluent qu'une société engagée dans un processus ESG ne sous-performe pas les autres sociétés. Les auteurs ajoutent que la relation peut même être positive dans certains cas (Cochran et Wood, 1984, van Beurden et Gössling, 2008; Westlund et Adam, 2010).

Ce débat sur le rôle et l'impact du secteur financier sur la gestion des sociétés et l'environnement est toujours ouvert (Weber, 2014), et il trouve ses derniers développements dans la création d'indices ISR ou dans la volonté d'intégrer la dimension ISR dans le développement de stratégies d'investissement quantitatives. La principale difficulté à ce stade est liée à l'absence de normes. S'il existe bien des notations ESG, elles sont encore aujourd'hui peu fiables et portent sur les instruments financiers de la classe actions. On n'est qu'aux prémices de l'investissement ISR, quantitatif ou pas, dans le monde obligataire.

Les travaux de la thèse Cette thèse s'articule en trois sections. La première partie met en évidence l'impact des ETF sur les sous-jacents tandis que la seconde cherche à comprendre l'information contenue dans ces nouveaux véhicules d'investissements. Enfin, la dernière partie s'intéresse aux développements potentiels de la gestion d'actifs facilitée par la création des ETF.

Le premier chapitre de cette thèse participe à la discussion académique autour de l'impact des ETF sur leurs sous-jacents. Les premiers résultats obtenus par la littérature ont montré que les ETF amplifient les conséquences des chocs sur les sous-jacents. L'augmentation de la présence d'investisseurs non informés renforçant la volatilité des composants. Ce chapitre discute de l'effet des ETF sur le rendement et la liquidité des sous-jacents alors qu'aucun consensus n'existe aujourd'hui. Le second objectif de ce chapitre est de comprendre si l'effet est dû au mécanisme des ETF ou s'il s'agit d'un changement de perception des investisseurs. Cette recherche empirique s'articule autour de la dégradation de la notation des obligations. Les obligations non-spéculatives devenant spéculatives sont systématiquement exclues des ETF non spéculatifs. L'inclusion dans un ETF spéculatif est variable selon les caractéristiques de l'obligation indépendamment du fait que l'obligation ait déjà été détenue par un ETF non-spéculatif. Ce phénomène fournit un nombre important d'entrées et de sorties dans un ETF, permettant une analyse statistique significative. Les résultats indiquent que les ETF diminuent le rendement des obligations du fait d'une augmentation du nombre d'investisseurs. La liquidité est également affectée par les ETF. Cela pourrait s'expliquer par la segmentation du marché des ETF qui nécessite de procéder fréquemment à des créations/rachats de parts, ce qui augmente la liquidité des titres sous-jacents (Malamud, 2016). Les résultats indiquent également que les effets ne sont pas symétriques pour l'introduction ou l'exclusion d'un ETF. La liquidité reste augmentée tout comme le rendement reste diminué. Toutefois, la persistance de la baisse du rendement semble s'expliquer par la hausse de la liquidité. Ce chapitre met en évidence l'impact des ETF, nécessitant pour les investisseurs, la prise en compte de l'historique de détention des ETF.

Le chapitre 2 de cette thèse poursuit le travail de recherche effectué sur les ETF en extrayant une mesure de stress de ces nouveaux véhicules d'investissements. La transparence et l'universalité des ETF sont nouveaux dans l'industrie financière, ce qui ouvre de nouvelles perspectives pour la recherche académique. Ce chapitre s'intéresse tout particulièrement à l'information contenue dans le prix coté d'un ETF. En effet, le prix coté d'un ETF peut dévier significativement de sa valeur liquidative et donner donc lieu à un premium. Théoriquement, plusieurs mécanismes peuvent être à l'origine du phénomène. Le caractère moutonnier des

investisseurs présents dans les ETF, une forte incertitude ou la liquidité peuvent expliquer cette divergence. Cet écart de valorisation peut continuer de diverger de la valeur liquidative si les conditions de marchés ne permettent pas aux participants autorisés d'arbitrer l'ETF et le panier de ses sous-jacents. Ce deuxième chapitre propose tout d'abord une analyse descriptive des caractéristiques du premium des ETF. Les résultats de cette analyse montrent que la volatilité et la liquidité mais aussi les flux influent positivement cette prime. Le premium est perceptible lorsque l'incertitude est fortement présente. Puis, ce chapitre détaille une méthodologie universelle permettant de comparer le niveau de stress entre plusieurs zones géographiques ou plusieurs types d'actifs. Les indicateurs construits sont également comparés à d'autres mesures de stress. Par ailleurs, l'approche est validée empiriquement, l'indicateur de stress construit apparaissant significativement lié avec la plupart des indicateurs de stress usuels, indépendamment de la classe d'actifs ou de la zone géographique testée. Enfin, ce chapitre étudie le pouvoir prédictif du premium sur les rentabilités. L'analyse montre que l'indicateur de stress de marché semble être un indicateur pertinent de retournement de marché.

Le chapitre 3 s'inscrit dans la continuité de la recherche sur les ETF. En effet, la facilité de transaction et la rapidité d'exécution ouvrent de nouvelles opportunités à la gestion quantitative. Ce dernier chapitre s'interroge sur la possibilité pour un fonds ouvert d'assurer le capital. Ces nouveaux instruments financiers permettent la mise en place d'une gestion systématique changeant le niveau d'exposition sur des stratégies actions ou obligataires. Dans un premier temps, ce dernier article rappelle l'ensemble des techniques d'assurance de portefeuilles. Puis, dans un deuxième temps, le chapitre montre que l'implémentation dans un fonds ouvert peut s'avérer complexe. La protection du portefeuille doit être garantie pour tous les investisseurs. La solution proposée innove en deux points. Tout d'abord, la protection est ajustée en fonction de différents intervalles de temps et de la valeur maximale de la valeur liquidative. Puis, des protections à la hausse sont également incluses permettant une réduction du risque lorsque le portefeuille a atteint son objectif de performance. La solution est comparée aux autres techniques d'assurance de portefeuille sur des séries historiques mais également sur un grand nombre de séries simulées à l'aide des distributions de Johnson-SU. Les résultats montrent que la solution proposée est la seule stratégie protégeant l'ensemble

des investisseurs tout en obtenant le même rendement que les autres stratégies.

Chapitre 1

The effects of ETF revisions to the bond market : an empirical analysis

Over the last years, the number of Exchange Traded Funds (ETFs) has boomed in Europe, as well as globally. Exchange-Traded Funds (ETFs) are hybrids of ordinary securities and open-ended mutual funds that invest in baskets of assets that closely replicate the performance and risk levels of specific broad, sector and international indexes. They offer investors high diversification, liquidity, tax efficiency, transparency (Hill et al, 2015), through a single stock. ETFs are also cheap investment tools. They have small expense ratios as a result of their passive investment character, which requires no selection or market-timing ability. Though they are passive investment vehicles, some recent findings have highlighted unintended consequences of ETFs on their underlying assets. In this paper, I investigate whether these changes are due to ETF's mechanism or still persist after ETF deletion. In other words, I ask whether the impact of ETF inclusion are of the same magnitude as the impact of exclusion. I provide a new quasi-natural experiment based on bond downgrades to establish a causal relationship between ETF inclusion and bond characteristics.

Recent developments have subscribed to the belief that ETF impact may be explained by ETFs' mechanism. Indeed, ETFs and their underlying baskets are linked by creation/redemption, resulting in a shock-transmission channel (Malamud, 2016; Agarwal et al. 2018). If bonds are only affected by ETFs' mechanism, these impacts should dissipate after an ETF exclusion. If, on the other hand, these effects are permanent, another explanation should be explored.

Dannhauser (2017) and Goetzmann and Massa (2002) suggest that passive investment results in greater participation from institutional investors. Bond inclusion in ETFs may increase scrutiny and facilitate informed investors' participation due to lower cost, and increased their ability to hedge and speculate. In addition, Glosten et al. (2015) provide evidence that information efficiency is increased. Hence, it could conceivably be hypothesized that increased attention produced by ETF ownership may have a different magnitude when the same underlying is excluded.

A third explanation may affect the response to addition/deletion in ETFs, in relation with increased awareness. Investors know and invest only in a proper subset of all stocks. If an ETF addition alerts more investors, then the number of potentiel investor increase. In contrast to addition, ETF's deletion should not reduce investors awareness.

No previous study has investigated in a single experiment how bonds react after they are included in or deleted from an ETF-replicated index. I examine bond responses along two dimensions : the valuation effect and the impact on liquidity. Unlike equity ETF, replication of fixed-income ETF is partial due to the size of the benchmark. This study investigates whether inclusion or deletion in fixed-income ETF are information-free events. To analyze these reactions, I focus on the downgrade from Investment-Grade to High-Yield bonds. Instability and political crisis in Europe since 2010 has lead to numerous bond downgrades. This provides a quasi-natural experiment to study inclusion and exclusion events. Many authors, starting with Wansley et al. (1992), Hand et al. (1992) and Steiner and Heinke (2001) describe the evolution of bonds during the downgrade event. These studies reveal the temporary character of the downgrade effect : bond returns decrease during the period just before and just after the downgrade. To examine the impact of ETFs on underlying bonds, I use S&P as well as Moody's and Fitch ratings to identify whether ETF's addition/deletion is due to a rating change. Between January 2010 and March 2017, I identify 342 investment grade bonds downgraded to speculative grade (High-Yield bonds). Bond identification relies on the rules governing the major European fixed-income ETFs defined by Barclays and Markit. For each bond, I exclude a transition period in order to avoid all downgrade effects and capture the long-run effect of ETFs.

To compare addition and deletion effects, I use a unique model specification based on a difference-in-difference-in-difference framework. This framework identifies at the same time inclusion and exclusion effects and distinguishes whether a bond was owned by an ETF or not.

My study reveals a valuation effect on underlyings bonds. I find that the yields of ETF bonds are significantly lower than those of non-ETF bonds. Furthermore, bonds owned by ETFs exhibit greater liquidity on the European market. My results reveal a partial reversibility of the valuation and the liquidity effect. However, I identify a risk premium introduced on bonds by ETF that still persists after bonds have been released from an ETF.

This chapter contributes to the growing literature examining the effects of ETFs on their underlyings. Recent evidence suggests that ETFs have a significant and long-term positive

valuation impact and increase the turnover and the volatility of their underlyings (Dannhauser, 2017 ; Ben-David et al., 2018). However, there is no consensus in the literature as to their effect on the liquidity of their constituents. Hamm (2014) suggests that ETFs reduce liquidity while Hedge and McDermott (2004) and Sushko and Turner (2018) show that ETFs increase underlying's liquidity. I differ from these studies by using a European sample which is less liquid than the US market. Thus, ETF effects may be amplified. The two papers which are the closest to my study are Ye (2019) and Marta (2019). Ye (2019) empirically examines the impact of ETFs on corporate bond liquidity. He looks at exogenous bond sales caused by ETF terminations and documents strong evidence that ETFs improve the liquidity of their underlying bonds. In a contemporaneous working paper, Marta (2019) uses two quasi-natural experiments to provide evidence that the relation between ETF ownership and bond liquidity is positive. The first quasi-natural experiment uses an increase of the minimum size of Bloomberg Barclays investment-grade index. He finds a liquidity deterioration for deleted bonds compared to similar bonds kept in ETFs. A second quasi-natural experiment exploits the 2018 switch in the replicated index of a large investment grade ETF. He documents a decrease of transaction costs for bonds joining the ETF experience.

My paper is organized as follows. The first section lays the theoretical dimensions of the research, and details the ETF structure. The second section presents the methodology used in this study. The third section reports the findings of the research, focusing on the two key themes : ETF addition and deletion. The fourth section reviews existing hypotheses on the effect of passive investments and links to the case of ETF. Section 5 concludes.

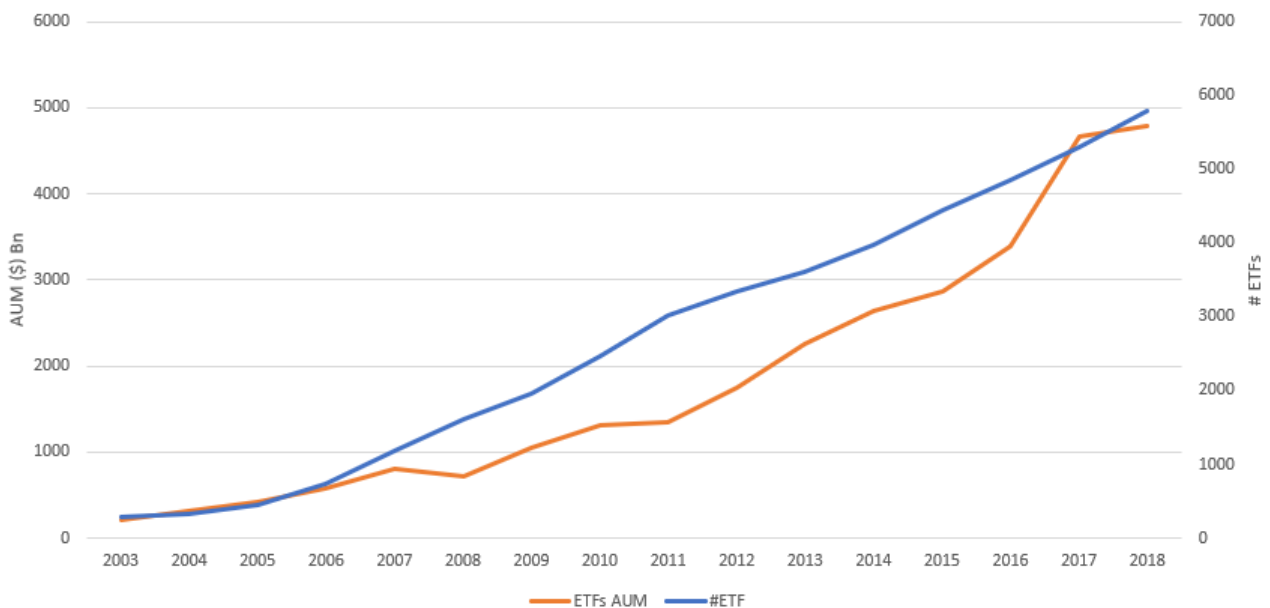
1.1 Background

1.1.1 ETF origins

In 1993, State Street Global Advisors (SSGA) launched the S&P500 Depository Receipt (SPDR) based on the S&P500 index. This ETF is at the same time the oldest and the largest ETF in the world, with more than \$282 billion in assets as of september 2019. While ETFs exist since 1993, the growth in assets under management increased exponentially after the 2008 crisis. Figure 1.1 presents an overview of the evolution of overall ETF market capitalization between 2003 and 2017. Also plotted is the number of ETFs, which documents the growth of the ETF industry.

FIGURE 1.1 – The growth of ETF market

This figure presents the growth in assets under management of ETFs in the world (left vertical axis) and the number of commercialized ETFs (right vertical axis).



In 2003, Ishares, a family of exchange-traded funds (ETFs) managed by BlackRock, introduced the first fixed-income ETF to the US market. This late introduction explains why, until recently, there has been no reliable evidence that fixed-income ETFs impact their un-

derlyings. The growth of ETFs in market share highlights the growing popularity of ETFs. This recent and rapid growth may boost ETF effects.

1.1.2 ETF structure

ETFs are low cost products designed to replicate a basket of securities that respond to investor demand in terms of liquidity and efficiency (Poterba and Shoven, 2002). The singularity of ETFs comes from their hybrid structure. On the one hand, ETFs are like traditional mutual funds, but with lower fees and high diversification. On the other hand, ETFs are similar to a stock. They have intraday quotes on exchanges and offer investors the transaction's facility of a stock.

It has become commonplace to distinguish replication methods of ETFs. There are two main types of replication : synthetic and physical. Synthetic replication means that ETFs do not hold the underlying securities, but a performance swap. This allows investors to access restricted markets like commodities and provides improved replication quality. By contrast, physical replication tracks an index by directly holding the underlying securities of the index. While 20% of European ETFs are in synthetic replication, I focus only on physical replication. Since the direct replication feature facilitates the propagation of shocks and information to the underlying securities through a direct channel, focusing on physical ETFs is likely to provide a clearer estimation of ETF impacts.

1.1.3 ETF origination

In the same manner as mutual funds, ETFs are managed by an investment management firm, also called the sponsor. The duties of the sponsor are numerous. The management firm should manage portfolio holdings and publish every day the perfect basket. Moreover, for each ETF, the sponsor should define a market maker ensuring ETF's price in a corridor around the net asset value.

The ETF market is highly concentrated. The autorité des marchés financiers (AMF) reports that the biggest two sponsors account for 77% of French ETF assets. This feature of

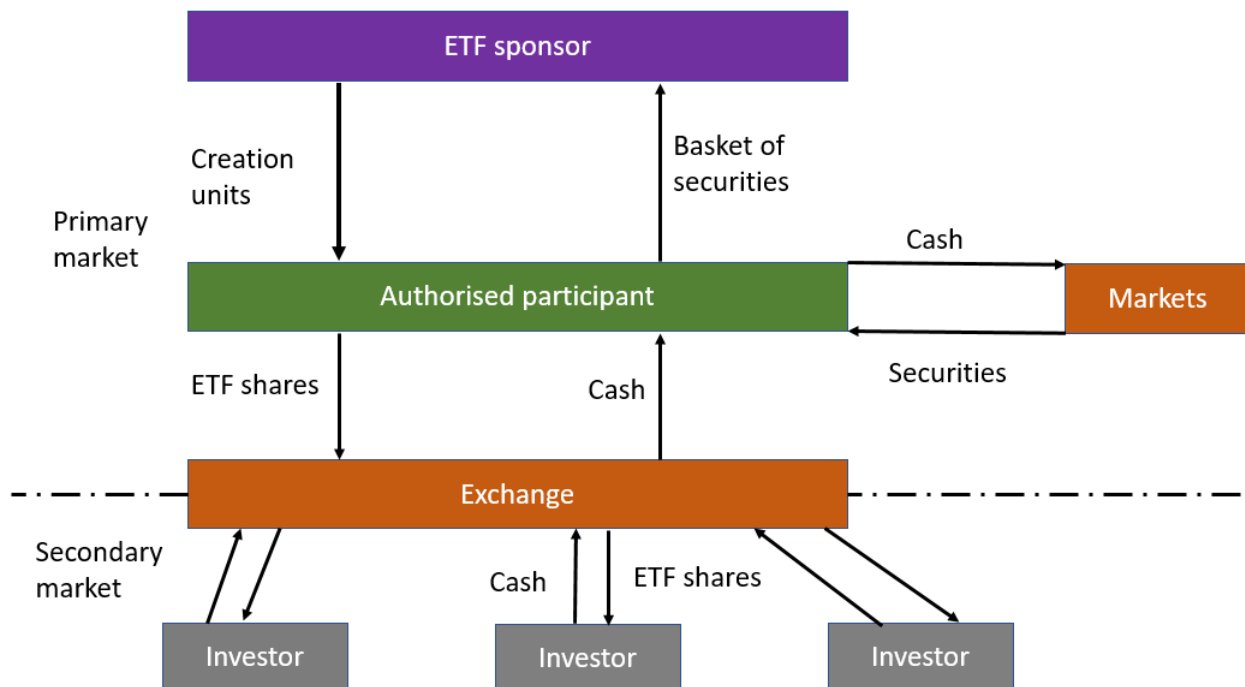
the ETF sector is not restricted to France, as it prevails also around the world : Blackrock represents approximately 50% of the market. This low segmentation of the ETF market is an import feature as it may increase the impact of ETFs on their underlyings.

1.1.4 ETF trading

To grasp the potential impact of ETFs on their underlyings, it is necessary to understand the mechanism that links ETFs to their underlyings.

FIGURE 1.2 – The structure of physical ETFs

This figure reports the trading process of physical ETF. Two levels of market : Primary market and Secondary market. Primary market illustrates the creation and redemption process whereas secondary market represents exchange of ETF's shares on market stock exchange.



As illustrated in Figure 1.2, a major difference between mutual funds and ETFs is the creation/redemption process : ETF shares are created by sponsors and sold in blocks to authorized participants (market makers, brokers, and arbitrageurs) whereas mutual fund creation/redemption process is allowed for all investors. Furthermore, when purchasing or redeeming ETF shares from the ETF management companies, these authorized parties pay or receive the basket of securities instead of cash. In others words, authorized participants should buy (sell) on the market all ETF constituents in order to create (redeem) a share. Figure 1.2 shows that the secondary market allows all investors to buy or sell ETF shares on the exchange during the exchange trading hours. In case there is not enough shares to supply demand, authorized parties buy ETF constituents, then create ETF shares on the primary market, and resell these shares in the secondary market. If there is any discrepancy between the Net Asset Value (NAV) and the market price of ETF shares at the market closing, the authorized parties can step in to arbitrage and profit from it. Therefore, authorized participant's activity links the instrument to the underlyings (Da et Shive, 2017 ; Ben-David et al. 2018).

1.1.5 Hypotheses developpement

In this section I discuss the hypotheses that have been advanced as explanations for the price and liquidity effects of passive investments or indexes changes, and examine them in the context of ETFs.

Since ETFs must minimize tracking errors, physical ETFs mechanically buy (sell) the stock added to (deleted from) the benchmark index (Blume and Edelen, 2004). Consequently, an index change creates an excess demand (offer) that can be satisfied with a price change except if underlyings have perfect substitutes. The academic literature argues that a valuation effect upon an index change must arise due to imperfect substitutability, or a downward sloping demand curve. The downward sloping demand curve hypothesis defines a constant demand curve leading to a symmetric response to additions and deletions. Numerous studies have examined the impact of passive investment over various sample periods (e.g Shleifer, 1986 ; Beneish and Whaley, 1996 ; Blume and Edelen, 2004 ; and Wurgler and Zhuravskaya,

2002), and support the downward sloping demand curve hypothesis.

Another possible explanation developed by the literature is the price pressure hypothesis. Considering that long-term demand is absolutely elastic, the price pressure hypothesis is defined as a downward sloping demand curve in the short-term. Thus, according to the price pressure hypothesis, a momentary change in demand appears, leading to a price pressure. Once this excess demand is satisfied, price impacts disappear and valuations revert to their original level. Previous results like those reported by Dannhauser (2017) reject this hypothesis as they report a persistent valuation effect of bonds ETF ownership.

According to the certification hypothesis, valuation effects are not due to liquidity or demand change, but to investor's behavior. In fact, a positive information is granted to stocks or bonds included in ETFs. Besides the fact that ETF management companies use public information, they try to optimize liquidity and tracking-error. Their analysis may be used as information by others investors. Jain (1987) findings corroborate this hypothesis by providing evidence on stock with a very small level of indexing. Like the long-term downward sloping price hypothesis, the certification hypothesis suggests a symmetric effect for index changes.

My research attempts also to test whether liquidity could be improved without information production. The increase in trading volume contributes to lower the inventory costs of market makers, leading to a lower cost of trading. By contrast, Dannhauser (2017) suggests that ETF could reduce bond liquidity : as ETF shares can be traded on the secondary market, the number of bonds available for trading should fall. Thus, the reduction in the available float may lead to a decrease of liquidity. However, the hypothesis of liquidity without information production may be accepted if ETF liquidity effects are symmetric.

A corporate bond can be selected in ETFs only if this bond is included in a bond index. As stated by Denis et al. (2003), index inclusion does not appear to be an information-free event. Index inclusion generates greater interest from analysts, media and traders. Larger information production may limit uncertainty, resulting in a decrease in information asymmetries and a reduction of adverse selection cost. Consequently, investors are more likely to

trade these bonds, leading to better liquidity. Denis et al. (2003) also suggest that corporate managers feel more scrutiny, which encourages greater efforts from their part to improve their companies' performance. Contrary to the other hypothesis, the improvement of liquidity due to information production does not imply the symmetric effect of ETF deletion. The decline of information may not be necessarily of an equal magnitude. Chen et al. (2005) support this hypothesis that link asymmetric price effect with greater information production.

The last hypothesis suggested by the academemec litterature is a change in Merton's shadow cost with segmented marked. ETFs highlight underlying bonds and improve investors' recognition. According to Merton (1987) investor recognition hypothesis, that may affect bond valuation. Shapiro (2002) extends Merton's model in a dynamic general model defining two types of investors : informed ant uninformed. Each investor only trades bonds that are part of his own universe. With segmented markets, investor's portfolios are incompletely diversified. As a result, these investors expect a higher return than fully informed investors. Merton's "shadow cost" refers to the difference between the two returns. There is a consensus among social scientists that investor awareness may affect stocks. Among other studies, Chan et al. (1995) provide empirical evidence with glamour stocks. They document a selection bias for well-known stocks, which usually are viewed as stocks with strong growth potential, despite low fundamentals values.

With ETF inclusion, more investors become aware of bond existence and potentially trade this bond. On the other hand, Merton's model is not associated with a symmetric effect. It seems difficult to become "unaware" of a deleted stock. Similarly, Chen et al. (2007) assert that addition and deletion of S&P500 are partially explained by Merton's shadow cost.

My study compares addition and deletion effects to determine whether the symmetric or the asymmetric hypothesis could explain ETF effects. Table 1.1 summarizes the existing hypotheses leading to a symmetric or asymmetric response of bonds added to or deleted from an ETF.

TABLE 1.1 – Hypothesis of a reversal effect

This table summarize possible hypothesis leading to a symmetric or asymmetric response of bond added or deleted in ETF.

Hypothesis	Symmetric Effect
Downward sloping demand curve	Yes
Price pressure	Yes
Certification hypothesis	Yes
Liquidity without Information production	Yes
Information production	No
Change in Merton's shadow cost	No

1.2 Empirical strategy

In this section, I detail my empirical strategy to compare inclusion and exclusion events. A major problem with index addition/deletion is to capture the effect of passive investment without capturing the effect of the purpose of the addition/deletion. A sufficient number of observation is necessary to control theses effects. The approach adopted in this study is to isolate each case and run a difference-in-difference-in-difference test. This methodology allows to investigate the long-run effect of ETFs and the differences between inclusion and exclusion.

1.2.1 Bond exclusions

Changes in ETF ownership are frequent. It is necessary to understand in which case bonds may be excluded from ETFs. ETF rule-based eligibility are explicit and distinguish three key reasons for bond exclusion : maturity, amount outstanding and rating.

First, index methodologies exclude bonds depending on remaining time to maturity. Except short-term indexes, most index providers exclude bonds with less than a one-year time to maturity, as they consider that their turnover is insufficient and their price data are necessarily biased.

Second, following ETF's rules, I exclude from my study any bond that has a lower amount outstanding than the minimum required by an ETF. Partial repurchase may result in an ETF exclusion due to liquidity issues. Illiquidity due to these specific decreases in data quality

(Ambrose, 2011) could interfere with ETF impacts and results could be irrelevant.

Third, bond ratings evolve over a bond life. Credit rating agencies define rating as an implicit forecast of the likelihood of debtor's default. It depends on public and non-public information obtained by agencies' analysts. Based on their ratings, agencies divide credit market in two categories : non-speculative, also known as investment-grade, and speculative investment or High-Yield. This classification affects two broad categories of investors : funds characterized by rating rules, such as insurance funds, and funds with replication restrictions. An investment-grade ETF is forced to sell a downgraded bond. In this case, a High-Yield ETF could include this bond. In the literature, the term used to refer to an investment-grade bond downgraded to the High-Yield class is "Fallen Angel". Downgrade is easily identifiable, frequent and does not affect bond liquidity (Ellul et al., 2011). Moreover, this methodology allows us to compare the effect of inclusion or exclusion in ETF after a downgrade.

Several studies have attempted to explain temporary and long-term effect of downgrade events. Detailed examination of Fallen Angels by Fridson and Heaney (1987) shows that bonds originally issued as high-yield bonds have lower default rates (2.6% vs 2.9%) and a lower likelihood of rising to investment grade (1.8% vs 5.2%) than Fallen Angels. Fridson and Heaney (1987) find that Fallen Angels is a separate and superior asset class. To rule out the possibility that my results are biased by bonds originally issued as high-yield bonds, I only select Fallen Angels bonds in my sample.

Detailed examination of downgrade's announcement by Wansley et al. (1992) shows that downgraded bonds suffer from a negative price pressure. They highlight that price pressure is more important the week following the downgrade, but is still persistent over the following month. Moreover, Ellul et al. (2011) show that volume increases after the announcement and also converges towards the pre-announcement level. To avoid the confounding effects of bond downgrades, I exclude a four-month period around the downgrade.

1.2.2 Model specification

I detail the difference-in-difference-in-difference specification used to obtain exogenous variation in ETF status.

Fallen Angel bonds may be classified in four distinct groups (Table 1.2). The first group (G1) contains bonds always owned by ETFs. Bonds are in the second group (G2) if and only if they are owned by a High Yield ETF without being owned by an investment grade ETF. Contrary to the second group, the third group (G3) contains bonds owned by an investment grade ETF, but not by a High Yield ETF. Finally, the last group contains all bonds which have never been owned by an ETF.

TABLE 1.2 – ETF ownership group

This table details the four distinct bond groups. Each group distinguishes bonds depending on the ownership of investment-grade or high-yield ETF.

	ETF Investment Grade	ETF High Yield
Group 1	Yes	Yes
Group 2	No	Yes
Group 3	Yes	No
Group 4	No	No

The particular experiment I focus on distinguishes three binary states to capture ownership variation of a bond by an ETF. The first state $HY_{i,t}$ is the treatment variable and defines whether a bond i is a high yield bond at time t . $HY_{i,t}$ is equal to one for High Yield bonds and zero for investment grade bonds. Next, $NETF_{i,t}$ describes if bond i is never included in any ETF. The last state is defined to distinguish group 2 and group 3 and to identify the impact of ETF exclusion. The term $wasETF_{i,t}$ is used to capture whether bond i was owned by an investment grade ETF. The difference-in-difference framework usually defines each state variable as being equal to one when the statement is true. Following this, the difference-in-difference-in-difference expresses as follows :

$$\begin{aligned}
Y_{i,t} = & \alpha_i + \lambda_t + \beta_1 HY_{i,t} + \beta_2 NETF_{i,t} + \beta_3 wasETF_{i,t} \\
+ & \beta_4 HY_{i,t} NETF_{i,t} + \beta_5 HY_{i,t} wasETF_{i,t} + \beta_6 wasETF_{i,t} NETF_{i,t} \\
+ & \beta_7 HY_{i,t} wasETF_{i,t} NETF_{i,t} + \beta_8 X_{i,t} + \epsilon_{i,t}.
\end{aligned} \tag{1.1}$$

$Y_{i,t}$ is the bond feature whose variations I want to measure. $X_{i,t}$ are covariates and include average rating, coupon, leverage, operating and long-term debt as detailed in Blume et al. (1998).

The state definition satisfies : $HY_{i,t}wasETF_{i,t} = wasETF_{i,t}$.

By the same token : $HY_{i,t}wasETF_{i,t}NETF_{i,t} = wasETF_{i,t}NETF_{i,t}$

Therefore, the difference-in-difference-in-difference expresses as :

$$\begin{aligned}
 Y_{i,t} = & \alpha_i + \lambda_t + \beta_1 HY_{i,t} + \beta_2 NETF_{i,t} + \beta_3 wasETF_{i,t} \\
 + & \beta_4 HY_{i,t}NETF_{i,t} + \beta_5 wasETF_{i,t}NETF_{i,t} + \beta_6 X_{i,t} + \epsilon_{i,t}. \quad (1.2)
 \end{aligned}$$

Let's break down α_i into a common part for each group defined in Table 1.2 and a specific part. In other words, each bond shares a common part with all others bonds contained in the same group. Thus :

$$\alpha_i = FE_i + \alpha'_i \quad (1.3)$$

where FE_i denotes a group i fixed effect.

I now prove that $HY_{i,t}NETF_{i,t}$ is a linear combination of others variables. In other words, for each group G this equation should be satisfied :

$$\begin{aligned}
 HY_{i,t}NETF_{i,t} = & HY_{i,t} + NETF_{i,t} + wasETF_{i,t} \\
 + & HY_{i,t}NETF_{i,t} + wasETF_{i,t}NETF_{i,t} + FE_g \quad (1.4)
 \end{aligned}$$

I obtain the following system, by studying the investment grade and the high-yield cases for each group :

$$\left\{ \begin{array}{l} 0 = FE_1 \\ 0 = HY + wasETF + FE_1 \\ 0 = NETF + FE_2 \\ 0 = HY + FE_2 \\ 0 = FE_3 \\ 1 = HY + wasETF + NETF + FE_3 \\ 0 = NETF + FE_4 \\ 1 = HY + NETF + FE_4. \end{array} \right.$$

This implies :

$$\left\{ \begin{array}{l} FE_1 = 0 \\ FE_2 = -1 \\ FE_3 = 0 \\ FE_4 = -1 \\ HY = 1 \\ NETF = 1 \\ wasETF = -1 \end{array} \right. .$$

Therefore, equation (1.1) can be specified as a difference-in-difference and may be expressed as follows :

$$\begin{aligned} Y_{i,t} = & FE_i + \alpha'_i + \lambda_t + \beta_1 HY_{i,t} + \beta_2 NETF_{i,t} + \beta_3 wasETF_{i,t} \\ & + \beta_4 wasETF_{i,t} NETF_{i,t} + \beta_5 X_{i,t} + \epsilon_{i,t}. \end{aligned} \quad (1.5)$$

where i denotes a bond and t denotes the relative month of the downgrade.

1.3 Data

My dataset covers the period January 2010 to March 2017. Initially introduced on late 2000s, European ETFs have been expanding slowly and only four fixed-income ETFs manage more than one billion euro in 2011. Table 1.3 presents my sample of ETFs and the nature of their benchmark.

TABLE 1.3 – Fixed-income exchange traded funds

This table provides an overview of selected European fixed-income market. All ETFs are launched before 2011 and have more than one billion euros under management.

Type	ETF	Index
Investment Grade	iShares Core € Corp Bond	Bloomberg Barclays Euro Corp Bond
	iShares € Corp Bond 1-5yr	Bloomberg Barclays Euro Corp 1-5 Year Bond
	iShares € Corp Bond Large Cap	Markit iBoxx EUR Liquid Corp Large Cap
High Yield	iShares € High Yield Corp Bond	Markit iBoxx Euro Liquid High Yield

Table 1.3 shows that selected ETFs follow a Markit or a Bloomberg Barclays index. Bond's eligibility to these index is dictated by systematic rules, which provides a clean setting to study inclusion or exclusion events.

Typically, these rules are based on publicly available bond characteristics and can be summarize by four criteria : static characteristics, liquidity, rating and time to maturity. First of all, bonds should be denominated in euro and bond issuers must be European. Moreover, bond outstanding amount should be larger than 250 million euros. Then, bond's rating is determined by the middle rating of Moody's, S&P and Fitch's rating or by the lower rating if only two ratings from agencies are available. Finally, bond's time to maturity should be larger than one year, to rule out liquidity issues.

1.3.1 Data providers

Concerns have been raised about data providers, in particular for bond data. Most of bond transactions are over-the-counter transaction. Because of this feature, the analysis of

bond liquidity (Goodhart and O’Hara, 1997) suffers from a lack of credible information.

One study by Warga (1991) describes two sources of corporate bond prices : exchange prices (e.g Euronext, London Stock Exchange) and institutional prices (e.g Bloomberg, Thomson Reuters). Exchange-based data reflect exchange activities and cover a negligible portion of the total trading in a particular bond. Contrary to exchange prices, institutional prices are more comprehensive and also more reliable. Warga (1991) argues that better data quality is resulting from the aggregation of prices collected from over-the-counter bond dealers. Despite numerous traders’ quotes, Warga et Welch (1993) highlight that institutional prices could be also estimated by an algorithm. Consequently, bond price changes may be more frequent and illiquidity measure could be underestimated. Bonds selected for this study have liquidity constraints due to their eligibility to an index. As a result, I assume that numerous over-the-counter dealers trade these bonds and provide reliable prices to institutional sources.

1.3.2 Data description

This section details the monthly data set. First of all, I obtain from Ishares the historical holding data between 2010 and 2017. Then, I extract all bond issuers and I match all corresponding bonds from Thomson Reuters. To rule out the possibility that bonds are ineligible to an ETF, I filter all bonds with index rules. In total, I identify 342 bonds that are eligible to fixed-income and High-Yield ETFs. For each bond I convert S&P, Moody’s, and Fitch ratings to an average rating using numerical conversions (Figure 1.3). I calculate a bond yield spread as the monthly yield swap spread provided by Bloomberg. This measure is computed as the difference between the fixed component of a given swap and the yield on a sovereign debt security with similar maturity. A number of authors have reported that the swap rate is used as the risk-free proxy (Feldhütter and Lando, 2008 ; Longstaff, 2002).

Next, I obtain bond characteristics such as coupon and amount outstanding from Thomson Reuters. Following Blume, Lim, and Mackinlay (1998) methodology to control for credit risk, I collect the market value, leverage, the ratio of operating income to sales and the ratio

of long-term debt to assets. Further, I winsorize all variables at the 1% and 99% levels to mitigate the influence of outliers. Finally, I compute a monthly average of all daily variables in order to obtain a homogeneous dataset. I identify 244 bonds with complete information on all variables that are eligible to ETFs.

TABLE 1.4 – Summary statistics of fixed-income bonds

This table presents summary statistics of observable characteristics of bonds selectable by index at least one month. The data are monthly and represent 244 individual bonds observed between january 2011 and may 2017.

	Mean	Std. dev.	Min	25%	75%	Max
Rating	5.27	0.51	1.25	5.00	5.50	6.83
SwapSpread	347.66	238.62	4.56	199.09	436.65	2,205.35
Maturity	353.13	614.33	4	127	341.8	4,748
Coupon	4.88	1.60	1.38	4.00	5.75	11.88
MontantCourant	675.57	276.64	284.11	500.00	750.00	2,000.00
Operating	-0.004	0.47	-4.43	-0.05	0.13	3.66
LTDebt	0.32	0.15	0.00	0.21	0.47	0.57
Leverage	0.54	0.36	0.00	0.26	0.90	1.35

Table 1.4 reports the summary statistics for the 3,796 bond-month observations, representing 244 bonds from 136 issuers. It is apparent from this table that most bond ratings are between 5 and 5.5, which corresponds to the band around downgrade rating (5.25). This table also reveals that the worst rating is equal to 1.25, meaning an extremely speculative rating. Regarding liquidity, all bond observations have an amount outstanding larger than 275M€ and most of them larger than 500M€. With such amount, bonds should be liquid and prices reliable. These summary statistics show a large range of variation of all variables and suggest that it is important to control for bond specific characteristics.

1.3.3 Liquidity measures

Liquidity is a multidimensional concept that describes the ability to trade large quantities quickly, at low cost, and without altering prices.

In my analysis, I use liquidity measures from the corporate bond literature. To account for the multidimensionality of liquidity, I use three different indicators. The first one is the monthly average quoted bid-ask spread. This measure corresponds to the difference between the maximum price that a buyer is willing to pay for a security and the minimum price that a seller is willing to receive. Next, I use the monthly average intraday volatility detailed by Chordia (2011). Liquid assets are more resilient to demand shocks, and they display lower volatility than illiquid assets. Finally, I use Lesmond et al. (1999) Zero measure which I compute as the average of zero trade days and zero return days in a month. The rationale for this measure is that bonds whose prices stay constant over long periods or bonds that do not trade for long periods have high transactions cost, and thus lower liquidity.

Due to its multidimensional feature, liquidity can not be captured with just one measure. In addition each liquidity measure should be composed of a common liquidity component and an idiosyncratic component. Accordingly, I apply PCA across all liquidity variables to extract the systematic component and build a liquidity proxy. An issue however is that the magnitude of the various measures can vary in a considerable way. As this may cause overweighting of some measures simply because their scale is larger than the one of other measures, I choose to standardize all liquidity measures in accordance with Korajczyk and Sadka (2008). Table 1.5 presents principal component loadings on each of the three liquidity measures.

TABLE 1.5 – Principal Component Loadings for synthetic illiquidity measure

This table reports the loadings of each liquidity measure and the cumulative explanatory power of each component from Principal Component Analysis. Three liquidity proxies are used. Bid-ask spread is defined as the monthly average of the spread between the offer price and the bid price. Intraday volatility describes maximal price's amplitude. Zeros represents the percentage of days in a month without any trade or with zero return. All liquidity proxies are standardized to account for magnitudes discrepancies and winsorized at the 1% and 99% level.

	F1	F2	F3
Bid-ask spread	0.70	-0.10	0.71
Intraday volatility	0.70	-0.07	-0.70
Zeros	0.12	0.99	0.03
Cumulative % Explained	40.97	73.83	100

The first component (F1) explains almost 40.97 % of the variation in the liquidity variables. It is a transaction cost proxy as the highest loadings are on quoted bid-ask spread and intraday volatility. The second component (F2) is a trading activity measure explaining 32.86 % of the total variations. The remaining principal component (F3) has a weak explanatory power (26.17%) and does not have a clear interpretation. Therefore, in the rest of the paper, I restrict the analysis to the first component, i.e. the factor with the highest explanatory power, as an additional measure of illiquidity. Table 1.6 reports correlations between all illiquidity measures.

It appears that the illiquidity proxy is highly correlated with quoted bid-ask spreads and intraday-volatility, which is consistent with the proxy construction. In addition, the correlation between bid-ask spread and Zeros is not significant, as in Dannhauser (2017).

TABLE 1.6 – Correlation matrix of all liquidity proxies

This table reports correlation between all liquidity proxies. Four liquidity proxies are used. Bid-ask spread is defined as the monthly average of the spread between the offer price and the bid price. Intraday volatility is th maximal trading day price’s amplitude. Zeros represents percentage of days in a month without trades or with zero return. ProxyIlliq represents the factor with the highest explanatory power in the PCA. All liquidity proxies are standardized to account for magnitudes discrepancies and winsorized at the 1% and 99% level.

	ProxyIlliq	Bid-ask Spread	Intraday volatility	Zeros
ProxyIlliq	1	0.85	0.84	0.15
Bid-ask Spread		1	0.45	0.03
Intraday volatility			1	0.05
Zeros				1

1.4 ETF effects on their underlyings

1.4.1 The valuation effect

This section provides evidence of the valuation effect induced by ETFs. The empirical approach there relies on the model’s specification detailed in equation (1.4). Covariates $X_{i,t}$ include average rating, coupon, leverage, operating and long-term debt as detailed in Blume et al. (1998). I do not include the pretax dummies of the panel regression since the windows I focus on are too short for taxes to be an issue. To estimate the valuation effect, the dependent variable is the monthly swap spread.

In addition, I also control for liquidity variations using the lagged value of the illiquidity proxy, as in Dannhauser (2017). Chen et al. (2007) claim that liquidity is one of the variables with the greatest explanatory power for spread change. Thus, I run the following difference-in-difference regression with bond α_i and quarterly λ_t fixed effects :

$$\begin{aligned} SwapSpread_{i,t} = & FE_i + \alpha'_i + \lambda_t + \beta_1 HY_{i,t} + \beta_2 NETF_{i,t} + \beta_3 wasETF_{i,t} \\ & + \beta_4 wasETF_{i,t} NETF_{i,t} + \beta_5 X_{i,t} + \beta_6 ProxyIlliq_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}. \end{aligned} \quad (1.6)$$

The results are reported in Table 1.7.

TABLE 1.7 – Impact on valuation of the underlyings

This table reports results of the difference-in-difference-in-difference regression (1.5). SwapSpread is the difference between the fixed component of a given swap and the yield on a sovereign debt security with similar maturity. NETF is a dummy variable taking on the value 1 if the bond is not owned by ETFs. wasETF is a dummy variable equal to one if the bond has been owned by an investment-grade ETF. HY is a dummy variable indicating if the bond is a High-Yield bond (1) or not (0). Rating is the average of numerical conversion of S&P, Moody’s and Fitch ratings. Maturity represents the number of weeks before repayment of a bond. Operating is the ratio of operating income to sales, LTDebt is the long term debt in euro. Leverage is the issuer’s leverage. Bonds and month fixed effects are included. All variables are winsorized at the 1% and 99% levels. t-statistics with standard errors clustered by bonds and month are reported below the coefficients. ***, **, * indicate significance at the 1%, 5%, 10% levels, respectively.

	Yield		
NETF	0.632*	0.637*	0.680*
	(0.342)	(0.354)	(0.356)
wasETF	-0.178**	-0.144**	-0.183**
	(0.086)	(0.067)	(0.075)
NETF × wasETF	-1.240***	-1.284***	-1.349***
	(0.457)	(0.480)	(0.489)
HY	0.078	0.098**	0.125**
	(0.081)	(0.040)	(0.053)
Rating		-0.096**	-0.096**
		(0.041)	(0.041)
Maturity		0.825***	0.770***
		(0.277)	(0.278)
Operating		-0.054**	-0.054**
		(0.026)	(0.027)
LTDebt		0.286	0.269
		(0.400)	(0.399)
Leverage		-0.126	-0.087
		(1.045)	(1.043)
Lag(ProxyIlliq)			0.163***
			(0.051)
Fixed effects	Yes	Yes	Yes
Observations	3,796	3,745	3,558
R ²	0.062	0.071	0.073

Results in Table 1.7 show that the coefficient on $NETF$ is positive and significant, indicating a positive valuation impact. A bond not included in any ETF has a higher yield than bonds in ETFs, although it satisfies all inclusion criteria. The results are robust to credit risk controls and liquidity controls. $NETF$ captures the long run effect on the valuation of a bond in ETFs. This finding corroborates Dannhauser (2017), who reports through two others quasi-natural experiments that fixed-income ETF inclusion is associated with lower yields and thus a higher valuation.

Interestingly, the coefficient on the interaction variable ($NETF \times wasETF$) is negative and significant at the 1% level. This negative coefficient indicates that the yield is lower for an excluded bond relative to other non-ETF bonds. No difference in significance is found in all models, indicating that our results are robust across the various specification we explore. Despite similar characteristics, bonds excluded by ETFs exhibit a higher valuation than non-ETF bonds. This effect can be attributed to the fact that the ETF ownership premium still persists after ETF exclusion. Together, these findings reject the symmetric response hypothesis. As to the cause of this asymmetric effect, it may arise from a change in information production (Chen et al., 2005) or from increased awareness.

Finally, my results are consistent with the impact of liquidity on bond's price structure as described by Chen et al. (2007). The coefficient on lagged illiquidity proxy is significantly positive, which is consistent with the tight link between liquidity and bond's yield.

In order to confirm the validity of the difference-in-difference framework, I perform a placebo test one year before the downgrade. Results presented in table 1.8 certify the parallel trend hypothesis.

TABLE 1.8 – Placebo of ETFs valuation's effect

This table reports results of the following difference-in-difference-in-difference :

$$\begin{aligned} SwapSpread_{i,t} = & FE_i + \alpha'_i + \lambda_t + \beta_1 HY_{i,t} + \beta_2 NETF_{i,t} + \beta_3 wasETF_{i,t} \\ + & \beta_4 wasETF_{i,t} NETF_{i,t} + \beta_5 X_{i,t} + \beta_6 ProxyIlliq_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}. \end{aligned} \quad (1.7)$$

SwapSpread is the difference between the fixed component of a given swap and the yield on a sovereign debt security with a similar maturity. NETF is a dummy variable taking on the value 1 if the bond is not owned by ETFs. wasETF is a dummy variable equal to one if the bond has been owned by an investment-grade ETF. HY is a dummy variable indicating if the bond is a High-Yield bond (1) or not (0). Rating is the average of numerical conversion of S&P, Moody's and Fitch ratings. Maturity represents the number of weeks before repayment of a bond. Operating is the ratio of operating income to sales, LTDebt is the long term debt in euro. Leverage is the issuer's leverage. Bonds and month fixed effects are included. All variables are winsorized at the 1% and 99% levels. t-statistics with standard errors clustered by bonds and month are reported below the coefficients. ***, **, * indicate significance at the 1%, 5%, 10% levels, respectively.

	Yield		
NETF	0.153 (0.172)	-0.139 (0.219)	-0.165 (0.213)
IGETF	-0.223* (0.128)	-0.090 (0.118)	-0.066 (0.116)
IGETF × NETF	-0.356 (0.233)	0.041 (0.262)	0.094 (0.255)
HY	0.004 (0.049)	-0.122 (0.106)	-0.135 (0.103)
Rating		-0.072 (0.081)	-0.092 (0.074)
Maturity		0.537 (0.359)	0.380 (0.366)
Operating		-0.344*** (0.063)	-0.341*** (0.056)
LTDebt		-0.791** (0.327)	-0.789** (0.309)
Leverage		2.975*** (0.947)	2.915*** (0.924)
Lag(ProxyIlliq)			0.375*** (0.069)
Fixed effects	Yes	Yes	Yes
Observations	1,755	1,692	1,566
R ²	0.101	0.264	0.298

Overall, my results hold in all three models. They highlight ETF ownership effects and suggest that an excluded bond has a higher valuation than other non-ETF bonds.

1.4.2 The liquidity effect

I also test two liquidity predictions from Malamud (2016) theoretical model. The first prediction is that introducing an ETF, and therefore another secondary market reduces the liquidity of ETF underlying assets. The second prediction I test is that ETFs increase liquidity. In fact, if the ETF market is segmented and attracts new investors, then most trades are on the primary market, thus leading to underlying asset increased liquidity. On the contrary, if uninformed investors migrate to the same equity ETF (Hamm, 2014), then most transactions are on the ETF secondary market and a lower activity should be observed on ETF underlying assets.

Given these conflicting hypotheses, I estimate the difference-in-difference model corresponding to specification (1.5). For this purpose, I define the dependent variable $Y_{i,t}$ using all illiquidity proxies and then the synthetic illiquidity proxy. To increase the reliability of my results, I test the robustness of estimates on the synthetic illiquidity proxy with controls for credit risk as specified in Blume et al. (1998). I run the following difference-in-difference with bonds α_i and quarterly λ_t fixed effects :

$$\begin{aligned} Y_{i,t} = & FE_i + \alpha'_i + \lambda_t + \beta_1 HY_{i,t} + \beta_2 NETF_{i,t} + \beta_3 wasETF_{i,t} \\ & + \beta_4 wasETF_{i,t} NETF_{i,t} \\ & + \beta_5 X_{i,t} + \beta_6 Illiquidite_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}. \end{aligned} \quad (1.8)$$

Results obtained from the liquidity analysis are reported in Table 1.9.

TABLE 1.9 – Impact of addition to an ETF on underlying bond liquidity

This table reports results of the following difference-in-difference-in-difference (1.7).

Y is successively intraday volatility, bid-ask spread, zeros and the first component of PCA to provide evidence of liquidity effect introduced by ETFs. NETF is a dummy variable taking on the value 1 if the bond is not owned by ETFs. wasETF is a dummy variable equal to one if the bond has been owned by an investment-grade ETF. HY is a dummy variable indicating if the bond is a High-Yield bond (1) or not (0). Rating is the average of numerical conversion of S&P, Moody's and Fitch ratings. Maturity represents the number of weeks before repayment of a bond. Operating is the ratio of operating income to sales, LTDebt is the long term debt in euro. Leverage is the issuer's leverage. Bonds and month fixed effects are included. All variables are winsorized at the 1% and 99% levels. t-statistics with standard errors clustered by bonds and month are reported below the coefficients. ***, **, * indicate significance at the 1%, 5%, 10% levels, respectively.

	Intraday volatility	Bid-ask spread	Zeros	ProxyIlliq	ProxyIlliq
NETF	0.596** (0.255)	0.594 (0.369)	0.424** (0.201)	0.735** (0.292)	0.607* (0.312)
IGETF	-0.683*** (0.188)	-0.435** (0.217)	0.010 (0.010)	-0.649*** (0.166)	-0.564*** (0.167)
IGETF × NETF	-0.328 (0.276)	-0.927** (0.367)	-0.791*** (0.248)	-0.810*** (0.302)	-0.732** (0.319)
HY	0.083 (0.192)	0.373** (0.176)	-0.010 (0.010)	0.264** (0.134)	0.280** (0.129)
Rating					-0.141** (0.057)
Maturity					1.378*** (0.393)
Operating					-0.064 (0.092)
LTDebt					-0.344 (0.432)
Leverage					0.984 (0.902)
Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	3,796	3,796	3,796	3,796	3,745
R ²	0.067	0.085	0.077	0.089	0.107

For bonds with no ETF ownership, coefficients $NETF$ are positive and significant for all illiquidity variables except for the bid-ask spread. Results are robust to credit risk controls, indicating a positive relationship between the variables and ETF inclusion. This finding implies that bonds owned by ETFs are more often traded than non-ETF bonds. This may result from the creation/redemption mechanism or from ETF arbitrage, which increase trading opportunities and finally increase bond liquidity.

The result of the experiment provides clear support for the persistence of ETF liquidity premium. I find a significant decrease in the $IGETF \times NETF$ following the exclusion of a bond. Illiquidity proxy regressions tend to confirm these results. This finding suggests that the increase in liquidity arising from ETFs persists after the exclusion of a bond. Similarly to the valuation effect, it seems that ETF effects persist after an exclusion. These two findings provide some support for a persistent change of information production, consistent with Chen et al. (2005) who suggest that indexing increases information production.

Finally, Table 1.9 also compares liquidity between investment grade bonds and high-yield bonds. The HY coefficient is positive and significant, meaning that investment grade bonds are more liquid than high yield bonds. This finding is in line with those of Chen et al. (2007), stating that investment grade bonds are more liquid than high-yield bonds.

In order to confirm the validity of the difference-in-difference framework, I perform a placebo test one year before the downgrade. Results presented in table 1.10 certify the hypothesis validity.

TABLE 1.10 – Placebo of ETFs liquidity’s effect

This table reports results of the following difference-in-difference-in-difference (1.7). Y is successively intraday volatility, bid-ask spread, zeros and the first component of PCA to provide evidence of liquidity effect introduced by ETFs. $NETF$ is a dummy variable taking on the value 1 if the bond is not owned by ETFs. $wasETF$ is a dummy variable equal to one if the bond has been owned by an investment-grade ETF. HY is a dummy variable indicating if the bond is a High-Yield bond (1) or not (0). $Rating$ is the average of numerical conversion of S&P, Moody’s and Fitch ratings. $Maturity$ represents the number of weeks before repayment of a bond. $Operating$ is the ratio of operating income to sales, $LTDebt$ is the long term debt in euro. $Leverage$ is the issuer’s leverage. Bonds and month fixed effects are included. All variables are winsorized at the 1% and 99% levels. t -statistics with standard errors clustered by bonds and month are reported below the coefficients. ***, **, * indicate significance at the 1%, 5%, 10% levels, respectively.

	intraday volatility	Bid-Ask spread	Zeros	ProxyIlliq	
NETF	0.110 (0.338)	0.037 (0.413)	0.125 (0.122)	-0.074 (0.392)	0.134 (0.387)
IGETF	0.062 (0.205)	-0.407** (0.193)	-0.106 (0.122)	0.190 (0.213)	0.015 (0.200)
IGETF×NETF	-0.424 (0.422)	-0.204 (0.466)	-0.177 (0.127)	0.348 (0.458)	-0.008 (0.491)
HY	-0.281* (0.157)	-0.022 (0.130)	0.119 (0.121)	0.186 (0.160)	0.215 (0.195)
Rating					0.026 (0.149)
Maturity					-1.292** (0.629)
Operating					0.189*** (0.060)
LTDebt					0.015 (0.419)
Leverage					-1.147 (1.019)
Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	1,755	1,755	1,755	1,755	1,692
R ²	0.043	0.121	0.028	0.090	0.105

1.4.3 Further evidence of the asymmetric effect

The results above document significantly positive valuation and liquidity effects of ETFs on their underlyings. Furthermore, the valuation and liquidity premia introduced by ETFs seem to persist after ETF deletion and there is no evidence of a symmetric effect for ETF bond inclusion and ETF bond exclusion.

In this section, I conduct an additional quasi-natural experiment to further analyze the asymmetric effect, using again the downgrade event in a difference-in-difference specification. I consider only bonds contained in groups two and three as described in Table 1.2., i.e. bonds included in or excluded from ETFs after the downgrade. The difference-in-difference regression is as follows :

$$Y_{i,t} = FE_i + \alpha'_i + \lambda_t + \beta_1 Treatment_{i,t} * Post_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \epsilon_{i,t}. \quad (1.9)$$

In the difference-in-difference specification of equation (1.8), $Treatment_i$ is equal to one for excluded bonds and zero for included bonds. I define $Post_i$ as the dummy variable that takes on the value one for the months following the event and zero otherwise.

According to the results reported in table 1.7 and 1.9, I expect that yields of treated bonds will diverge from those of control bonds immediately upon the downgrade. The treatment group yields should increase after the downgrade whereas the control group's yields should decrease after the downgrade.

This difference-in-difference specification does allow me to state whether the response to inclusion mirrors exactly the exclusion response. Although the trends have opposite signs after the downgrade, this model cannot compare the intensity of responses. To compare the magnitude of the changes, I change the sign of all variables for the control bond group after the downgrade. For example, I change their group's numerical rating between 0 and 10 to between 0 and -10. This change allows me to generate comparable trends for both events, which permits the comparaisson of their magnitude. Using symmetric variables preserves all economics meanings.

This approach offers an effective way to measure the difference in ETF responses between excluded and included bonds. I expect to get a negative sign on the $Post \times Treatment$

variable, as I expect a higher magnitude on inclusions than on deletions.

I use the model specification detailed in equation (1.4). Covariates $X_{i,t}$ include average rating, coupon, leverage, operating and long-term debt as detailed in Blume et al. (1998). In addition, I also control for liquidity variations using the lagged value of illiquidity proxy. Thus, I run the following difference-in-difference regression with bonds (α_i) and quarter (λ_t) fixed effects :

$$\begin{aligned} SwapSpread_{i,t} = & FE_i + \alpha'_i + \lambda_t + \beta_1 HY_{i,t} + \beta_2 NETF_{i,t} + \beta_3 wasETF_{i,t} \\ & + \beta_4 wasETF_{i,t} NETF_{i,t} + \beta_5 X_{i,t} + \beta_6 ProxyIlliq_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}. \end{aligned} \quad (1.10)$$

The results are reported in Table 1.11.

As shown in Table 1.11, the sign on the covariate of interest ($Post \times Treatment$) in the first model is negative and significant, supporting previous findings that ETF inclusion induces a higher response than ETF deletion. However, $Post \times Treatment$ is not significant for models 2 and 3. These results are unexpected and suggest that further analysis is needed. Interestingly, Table 1.11 shows that the illiquidity coefficient is significant and affects bond valuation. It is possible, therefore, that illiquidity premia explain yield differences. To corroborate this hypothesis, I run the same difference-in-difference specification with all illiquidity variables as responses variables. Results are reported in table 1.12.

TABLE 1.11 – Persistence of ETF valuation effect

This table reports results of the following difference-in-difference regression (1.8).

SwapSpread is the difference between the fixed component of a given swap and the yield on a sovereign debt security with a similar maturity. NETF is a dummy variable taking on the value 1 if the bond is not owned by ETFs. wasETF is a dummy variable equal to one if the bond has been owned by an investment-grade ETF. HY is a dummy variable indicating if the bond is a High-Yield bond (1) or not (0). Rating is the average of numerical conversion of S&P, Moody's and Fitch ratings. Maturity represents the number of weeks before repayment of a bond. Operating is the ratio of operating income to sales, LTDebt is the long term debt in euro. Leverage is the issuer's leverage. Bonds and month fixed effects are included. All variables are winsorized at the 1% and 99% levels. t-statistics with standard errors clustered by bonds and month are reported below the coefficients. ***, **, * indicate significance at the 1%, 5%, 10% levels, respectively.

		Yield	
Post*Treatment	-0.575*	0.043	0.290
	(0.328)	(0.342)	(0.386)
Rating		0.032	-0.019
		(0.032)	(0.043)
Maturity		0.095*	0.061**
		(0.054)	(0.024)
Operating		-0.260***	-0.321***
		(0.084)	(0.071)
LTDebt		0.255	0.159
		(0.190)	(0.169)
Leverage		-0.993*	-0.516
		(0.577)	(0.455)
Lag(ProxyIlliq)			0.464***
			(0.098)
Fixed effects	Yes	Yes	Yes
Observations	1,623	1,605	1,506
R ²	0.022	0.069	0.147

TABLE 1.12 – Persistence of ETFs liquidity’s effect

This table reports results of the following difference-in-difference (1.8) Y is successively intraday volatility, bid-ask spread, zeros and the first component of PCA to provide evidence of liquidity effect introduced by ETFs. $NETF$ is a dummy variable taking on the value 1 if the bond is not owned by ETFs. $wasETF$ is a dummy variable equal to one if the bond has been owned by an investment-grade ETF. HY is a dummy variable indicating if the bond is a High-Yield bond (1) or not (0). $Rating$ is the average of numerical conversion of S&P, Moody’s and Fitch ratings. $Maturity$ represents the number of weeks before repayment of a bond. $Operating$ is the ratio of operating income to sales, $LTDebt$ is the long term debt in euro. $Leverage$ is the issuer’s leverage. Bonds and month fixed effects are included. All variables are winsorized at the 1% and 99% levels. t -statistics with standard errors clustered by bonds and month are reported below the coefficients. ***, **, * indicate significance at the 1%, 5%, 10% levels, respectively.

	Intraday volatility	Bid-Ask spread	Zeros	ProxyIlliq	
HY*ETF	-1.125*** (0.327)	-1.396*** (0.282)	-0.091 (0.435)	-1.490*** (0.332)	-0.704** (0.136)
Rating					0.068 (0.041)
Maturity					0.079 (0.081)
Operating					0.123 (0.100)
LTDebt					0.219** (0.111)
Leverage					-1.038*** (0.279)
Lag(ProxyIlliq)					0.563*** (0.045)
Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	1,623	1,623	1,623	1,623	1,506
R ²	0.109	0.096	0.080	0.113	0.199

The most striking result is that in all models except one, the coefficient on $Post \times Treatment$ is negative and significant. Intraday volatility, quoted bid-ask spread and also illiquidity proxy regressions show that the inclusion effect is stronger than the exclusion ef-

fect. Furthermore, these results are robust to credit risk controls. Overall these findings are in accordance with the findings reported in table 1.7 and 1.9. From these results it is clear that the liquidity effect observed after ETF inclusion increases and persists after the bond is excluded. This finding is consistent with Chen et al. (2005) who suggest that the premia of firms added to an index are permanent even after they are deleted from the index. As discussed, this could be due to a change in analysts' and investors' perception.

Together these results provide new insights on bond liquidity and on the potential unintended effects due to past ETF ownership.

1.5 Conclusion

In this chapter, I investigate how fixed-income ETFs affect their underlying bonds. I find that ETF ownership has both a valuation and a liquidity effect. Using quasi-natural experiments that generate exogenous variation in ETF ownership, I find that corporate bond ETFs induce a positive valuation effect on their underlyings, even after controlling for credit and liquidity variables. In addition, ETF ownership has a positive effect on the liquidity of the underlying bonds. These findings imply that bond investors benefit from the inclusion of bonds in fixed income ETFs.

I also document an asymmetric liquidity and price response of ETF underlying bonds around addition and deletion from ETFs. My findings question the validity of the downward sloping demand curve hypothesis, the certification hypothesis, the liquidity hypothesis and they suggest that the asymmetric response may rely on changes in investors' awareness. Further research is needed in order to confirm that awareness increases for added bonds but that there is a smaller drop in awareness for bonds. One direction for future research is to devise a methodology using ETFs in order to observe response fluctuations. Moreover, it could be interesting to compare responses over various types of underlyings, e.g. equities, foreign exchange and commodities.

1.6 Appendix

TABLE 1.13 – Conversion table of agencies ratings to numerical rating

Moody's Rating	S&P's Rating	Fitch's Rating	Numerical rating
Aaa	AAA	AAA	10
Aa1	AA+	AA+	9,5
Aa2	AA	AA	9
Aa3	AA-	AA-	8,5
A1	A+	A+	8
A2	A	A	7,5
A3	A-	A-	7
Baa1	BBB+	BBB+	6,5
Baa2	BBB	BBB	6
Baa3	BBB-	BBB-	5,5
Ba1	BB+	BB+	5
Ba2	BB	BB	4,5
Ba3	BB-	BB-	4
B1	B+	B+	3,5
B2	B	B	3
B3	B-	B-	2,5
Caa1	CCC+	CCC+	2
Caa2	CCC	CCC	1,5
Caa3	CCC-	CCC-	1
Ca	CC	CC	0,5

References for chapter 1

- (1) ACKERT, L. F. et TIAN, Y. S. (2008). Arbitrage, Liquidity, and the Valuation of Exchange Traded Funds. *Financial Markets, Institutions & Instruments* 17, 331-362.
- (2) AGARWAL, V., HANOUNA, P., MOUSSAWI, R. et STAHEL, C. W. (2018). Do ETFs increase the commonality in liquidity of underlying stocks?
- (3) AMBROSE, B. W., CAI, K. N. et HELWEGE, J. (2012). Fallen Angels and Price Pressure. *The Journal of Fixed Income*, 13.
- (4) AMIHUD, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 26.
- (5) BAO, J., PAN, J. et WANG, J. (2011). The Illiquidity of Corporate Bonds. *The Journal of Finance* 66, 911-946.
- (6) BARBER, B. M. et ODEAN, T. (2008). All That Glitters: The Effect of Attention and News on the Buying Behavior of Individual and Institutional Investors. *The Review of Financial Studies* 21, 785-818.
- (7) BEN DOR, A. et XU, Z. (2011). Fallen Angels: *Characteristics, Performance, and Implications for Investors*. *The Journal of Fixed Income* 20, 33-58.
- (8) BEN-DAVID, I., FRANZONI, F. et MOUSSAWI, R. (2018). Do ETFs increase volatility? *The Journal of Finance* 73, 2471-2535.
- (9) BENEISH, M. D. et WHALEY, R. E. (1996). An anatomy of the “S&P Game”: The effects of changing the rules. *The Journal of Finance* 51, 1909-1930.
- (10) BLUME, M. E., LIM, F. et MACKINLAY, A. C. (1998). The Declining Credit Quality of U.S. Corporate Debt: Myth or Reality? *The Journal of Finance* 53, 1389-1413.

- (11) BLUME, M. E. et EDELEN, R. M. (2004). S & P 500 Indexers, Tracking Errors, and Liquidity. *Journal of Portfolio Management* 30, 37-46.
- (12) CHAKRABARTI, R., HUANG, W., JAYARAMAN, N. et LEE, J. (2005). Price and Volume Effects of Changes in MSCI Indices – Nature and Causes. *Journal of Banking and Finance*, 50.
- (13) CHAN, L. K., JEGADEESH, N. et LAKONISHOK, J. (1995). Evaluating the performance of value versus glamour stocks The impact of selection bias. *Journal of financial Economics* 38, 269-296.
- (14) CHEN, H., NORONHA, G. et SINGAL, V. (2005). The Price Response to S&P 500 Index Additions and Deletions: Evidence of Asymmetry and a New Explanation. *The Journal of Finance*, 30.
- (15) CHEN, L., LESMOND, D. A. et WEI, J. (2007). Corporate Yield Spreads and Bond Liquidity. *The Journal of Finance* 62, 119-149.
- (16) CHORDIA, T., ROLL, R. et SUBRAHMANYAM, A. (2011). Recent trends in trading activity and market quality. *Journal of Financial Economics* 101, 243-263.
- (17) DA, Z. et SHIVE, S. (2018). Exchange traded funds and asset return correlations. *European Financial Management* 24, 136-168.
- (18) DANNHAUSER, C. D. (2017). The impact of innovation: Evidence from corporate bond exchange-traded funds (ETFs). *Journal of Financial Economics* 125, 537-560.
- (19) DANTHINE, J.-P. (1978). Information, Futures Prices and Stabilizing Speculation. *Journal of Economic Theory*.
- (20) DENIS, D. K., MCCONNELL, J. J., OVTCHINNIKOV, A. V. et YU, Y. (2003). S&P 500 index additions and earnings expectations. *The Journal of Finance* 58, 1821-1840.
- (21) EDWARDS, A. K., HARRIS, L. E. et PIWOWAR, M. S. (2007). Corporate Bond Market Transaction Costs and Transparency. *The Journal of Finance* 62, 1421-1451.
- (22) ELLIOTT, W. B., VAN NESS, B. F., WALKER, M. D. et WARR, R. S. (2006). What Drives the S&P 500 Inclusion Effect? An Analytical Survey. *Financial Management* 35, 31-48.

- (23) ELLUL, A., JOTIKASTHIRA, C. et LUNDBLAD, C. T. (2011). Regulatory Pressure and Fire Sales in the Corporate Bond Markets. *Journal of Financial Economics*.
- (24) FELDHÜTTER, P. et LANDO, D. (2008). Decomposing swap spreads. *Journal of Financial Economics* 88, 375-405.
- (25) FRIDSON, M. et HEANEY, M. (1987). A Dispassionate View of the Rising (?) Stars. *High Performance: The Magazine of High Yield Bonds*.
- (26) FRIDSON, M. et STERLING, K. (2006). Fallen Angels: A Separate and Superior Asset Class. *Journal of Fixed Income*, 8.
- (27) GLOSTEN, L., NALLAREDDY, S. et ZOU, Y. (2016). ETF trading and informational efficiency of underlying securities. *Unpublished working Paper*.
- (28) GOETZMANN, W. N. et MASSA, M. (2002). Daily momentum and contrarian behavior of index fund investors. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 37, 375-389.
- (29) GOLTZ, F. et CAMPANI, C. (2011). A Review of Corporate Bond Indices: Construction Principles, Return Heterogeneity, and Fluctuations in Risk Exposures. *An EDHEC-Risk Institute Publication*.
- (30) GOODHART, C. A. et O'HARA, M. (1997). High frequency data in financial markets: Issues and applications. *Journal of Empirical Finance* 4, 73-114.
- (31) GORTON, G. et PENNACHI, G. (1993). Security Baskets and Index-linked Securities. *The Journal of Business*.
- (32) GROSSMAN, S. (1980). On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *The American Economic Review* 70, 17.
- (33) HAMM, S. J. W. (2014). The Effect of ETFs on Stock Liquidity. *SSRN Electronic Journal*, DOI : [10.2139/ssrn.1687914](https://doi.org/10.2139/ssrn.1687914).
- (34) HAND, J. R., HOLTHAUSEN, R. W. et LEFTWICH, R. W. (1992). The effect of bond rating agency announcements on bond and stock prices. *The journal of finance* 47, 733-752.
- (35) HEGDE, S. P. et MCDERMOTT, J. B. (2004). The market liquidity of DIAMONDS, Q's, and their underlying stocks. *Journal of Banking & Finance* 28, 1043-1067.

- (36) HILL, J. M., NADIG, D. et HOUGAN, M., *A comprehensive guide to exchange-traded funds (ETFs)*; CFA Institute Research Foundation : 2015.
- (37) HOUWELING, P., MENTINK, A. et VORST, T. (2005). Comparing possible proxies of corporate bond liquidity. *Journal of Banking & Finance* 29, 1331-1358.
- (38) ISRAELI, D., LEE, C. M. C. et SRIDHARAN, S. A. (2017). Is there a dark side to exchange traded funds? An information perspective. *Review of Accounting Studies* 22, 1048-1083.
- (39) JAIN, P. C. (1987). The Effect on Stock Price of Inclusion in or Exclusion from the S&P 500. *Financial Analysts Journal* 43, 58-65.
- (40) KALIMIPALLI, M. et WARGA, A. D. (2002). Bid-Ask Spread, Volatility, and Volume in the Corporate Bond Market. *The Journal of Fixed Income* 11, 31-42.
- (41) KORAJCZYK, R. A. et SADKA, R. (2008). Pricing the commonality across alternative measures of liquidity. *Journal of Financial Economics* 87, 45-72.
- (42) KYLE, A. (1989). Informed Speculation with Imperfect Competition. *The review of Economic Studies*.
- (43) LESMOND, D. A., OGDEN, J. P. et TRZCINKA, C. A. (1999). A New Estimate of Transaction Costs. *The Review of Financial Studies* 12, 30.
- (44) LONGSTAFF, F. A. The flight-to-liquidity premium in US Treasury bond prices., rapp. tech., National Bureau of Economic Research, 2002.
- (45) MALAMUD, S. (2016). A Dynamic Equilibrium Model of ETFs. *Centre for Economic Policy Research*, 74.
- (46) MARTA, T. (2019). Fixed Income ETFs and Bond Liquidity. *Available at SSRN 3350519*.
- (47) MERTON, R. C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *The journal of finance* 42, 483-510.
- (48) POTERBA, J. M. et SHOVEN, J. B. (2002). Exchange-traded funds: A new investment option for taxable investors. *American Economic Review* 92, 422-427.
- (49) SHAPIRO, A. (2002). The investor recognition hypothesis in a dynamic general equilibrium: Theory and evidence. *The Review of Financial Studies* 15, 97-141.

- (50) SHLEIFER, A. (1986). Do demand curves for stocks slope down? *The Journal of Finance* 41, 579-590.
- (51) STEINER, M. et HEINKE, V. G. (2001). Event study concerning international bond price effects of credit rating actions. *International Journal of Finance & Economics* 6, 139-157.
- (52) SUSHKO, V. et TURNER, G. (2018). The implications of passive investing for securities markets. *BIS Quarterly Review*, March.
- (53) WANSLEY, J. W., GLASCOCK, J. L. et CLAURETIE, T. M. (1992). Institutional bond pricing and information arrival: The case of bond rating changes. *Journal of Business Finance & Accounting* 19, 733-750.
- (54) WARGA, A. (1991). Corporate bond price discrepancies in the dealer and exchange markets. *The Journal of Fixed Income*.
- (55) WARGA, A. et WELCH, I. (1993). Bondholder Losses in Leveraged Buyouts. *Review of Financial Studies* 6, 959-982.
- (56) WURGLER, J. On the economic consequences of index-linked investing., rapp. tech., National Bureau of Economic Research, 2010.
- (57) WURGLER, J. et ZHURAVSKAYA, E. (2002). Does arbitrage flatten demand curves for stocks? *The Journal of Business* 75, 583-608.
- (58) YE, S. (2019). How do ETFs Affect the Liquidity of the Underlying Corporate Bonds? *Chinese University of Hong Kong Working Paper*.

Chapitre 2

Une mesure de stress de marché : le premium des ETF

La crise financière de 2008 a révélé les lacunes théoriques et empiriques des cadres de surveillance des risques inhérents au système financier. Depuis, de nombreux indices ont été introduits par Brave et Butters (2011), Hakkio et Keeton (2009), Kliesen et Smith (2010), Kritzman et al. (2010) afin de surveiller la stabilité financière. Ces mesures construites à l'aide de données issues des marchés financier ou d'indicateurs macro-économiques indiquent l'évolution du stress de marché. Ce chapitre développe une nouvelle méthodologie permettant de mesurer le stress de marché à l'aide des données issues des Exchange-Traded funds (ETF). La mesure de stress est normée selon le type de marché, ce qui apporte une facilité de compréhension et d'estimation des risques présents par classes d'actifs et par zones géographiques. Dans un second temps, ce chapitre discute du lien entre stress et performance future du marché. Autrement dit, le stress de marché est-il un facteur explicatif des rentabilités futures ?

La mesure d'un stress de marché est cruciale pour détecter l'origine d'une crise et pour anticiper ses conséquences. Il est également nécessaire de mesurer son intensité afin d'analyser la propagation du stress à travers les différentes zones géographiques. De plus, la mesure d'intensité de stress de marché permet de comparer dans le temps ses effets sur les classes d'actifs.

La définition de stress de marché est complexe et ne fait pas consensus au sein de la littérature académique. J'utiliserai ici les caractéristiques détaillées par Hakkio et Keeton (2009) pour définir le stress : le stress de marché est la combinaison de conditions qui rendent les acteurs du marché de plus en plus incertains en ce qui concerne les pertes financières futures, la valeur fondamentale des actifs ou l'activité économique. Le stress de marché est donc un concept multidimensionnel qui peut être identifié à partir du comportement des prix, et qui reflète à la fois les données fondamentales, les limites de l'arbitrage et le sentiment des intervenants. D'autres mesures peuvent être utilisées comme indicateur de stress (Baker et Wurgler, 2007) comme la volatilité implicite des options (VIX), le nombre d'introductions en bourse, les flux des fonds mutuels ou la liquidité. Cependant ces mesures ne permettent pas de comparer le niveau de stress de l'ensemble des classes d'actifs car elles nécessitent de nombreuses données qui ne sont disponibles que sur des marchés développés.

Ce chapitre propose d'utiliser les Exchange-Traded Funds (ETF) pour en extraire une mesure de stress. Les ETF sont des véhicules hybrides combinant à la fois les avantages des fonds mutuels et la facilité de transaction des actions. Ils ont la particularité d'exister sur l'ensemble des classes d'actifs et connaissent depuis leur création une forte popularité. Leur introduction a déjà transformé la nature de certains marchés (Dannhauser, 2017). De nombreux échanges obligataires qui étaient de gré à gré deviennent alors des échanges de produits listés sur une place de marché centralisée. Cela implique une plus grande transparence des prix et des échanges. Même si le développement des ETF est encore récent, les effets sont déjà mesurables. Ainsi, Ben-David et al. (2018) et Bhattacharya et O'Hara (2018) montrent que les ETF favorisent la propagation de chocs.

Ce chapitre détaille une méthodologie permettant de construire une mesure de stress spécifique à un ETF, par zone géographique ou par classe d'actifs. L'indicateur proposé est construit à partir d'une mesure unique et quotidienne, permettant de comparer l'ensemble des actifs selon une seule et unique échelle. La méthodologie utilisée compare la différence entre la valeur cotée et la valeur liquidative des ETF à ses niveaux antérieurs. Ainsi, par construction la mesure s'adapte à l'ensemble des types de marchés ou des classes d'actifs. L'étude sur 1262 ETF distincts entre la période janvier 2010 et mai 2018 indique que la différence entre la valeur cotée et la valeur liquidative des ETF est le reflet de la volatilité, de la liquidité mais est également sensible aux flux ou aux rendements journaliers.

Je compare ensuite le lien entre la mesure de stress proposée et d'autres indicateurs de stress usuellement utilisés tels que la volatilité, les flux ou la liquidité. Les résultats des différentes régressions linéaires révèlent des coefficients significatifs et positifs vis-à-vis des autres indicateurs de stress habituellement utilisés. Par ailleurs, je teste la relation entre la mesure de stress et les rentabilités futures. Les résultats indiquent que le niveau de stress mesuré tend à indiquer le sens futur du marché. Toutefois, l'anticipation présente dans la valeur cotée de l'ETF est exagérée, entraînant une correction future du prix.

Ce chapitre contribue à la littérature académique sur différents points. Tout d'abord, l'analyse des écarts de valorisation des ETF complète l'étude de Petajisto (2017) en montrant que ces différences s'expliquent par la liquidité, les flux mais aussi par la taille d'un l'ETF.

De plus, la méthodologie proposée s'inscrit dans la lignée de nombreux indicateurs de stress. La majorité a été conçue pour des marchés actions comme dans Dhaene et al. (2012) qui proposent une approche combinant la volatilité implicite, la liquidité implicite et la commonalité des rendements des actions. Quelques recherches ont identifié des marqueurs de stress sur les marchés obligataires, Ainsi, la Banque Centrale Européenne propose un indicateur composite détectant la présence éventuelle de stress sur les obligations de la zone euro (Holló et al., 2012). Celui-ci combine l'écart de rendement entre le crédit d'entreprise et celui d'États souverains ou le niveau absolu de certaines obligations. L'indicateur de stress proposé dans ce chapitre se distingue de ces mesures par sa construction qui permet une comparaison simplifiée des différentes classes d'actifs. Mon indicateur est également une alternative aux indicateurs développés par Kliesen et Smith (2010) ou Brave et Butters (2011) qui sont des indicateurs de basse fréquence ne permettant pas de détecter des corrections rapides comme celle intervenue par exemple en février 2018. Enfin, la mesure de stress diffère des indicateurs de sentiment ou de stress basés sur des sources de données de type Twitter ou Google (Bollen et al., 2011; Preis et al., 2014) qui sont certes universels, mais nécessitent des ressources matérielles lourdes.

Le chapitre est organisé en cinq sections distinctes. Dans la première section, je présente les caractéristiques et la structure des ETF. Je détaille le calcul et les particularités de leur premium. La deuxième section présente les données utilisées, composées de tous les ETF investissables en Europe en 2018. L'ensemble de ces ETF permet d'obtenir une exposition aux marchés actions ou obligataires, tant sur des pays développés que sur des pays émergents. Je montre ensuite que le premium est présent dans des conditions de stress du marché sous-jacent. La troisième section est consacrée à la construction de la mesure de stress et à sa relation avec les autres indicateurs de stress. La quatrième section discute du caractère prédictif de cet indicateur. Enfin la cinquième section conclut.

2.1 Le premium des ETF

2.1.1 Le premium des ETF : une anomalie de marché

La croissance exponentielle des ETF atteste de l'intérêt croissant des investisseurs pour ce véhicule d'investissement. Entre 2007 et 2019, les encours des ETF, toutes classes d'actifs confondus, ont été multipliés par 7. Ce qui rend les ETF particuliers est leur structure qui permet aux investisseurs d'investir dans un marché continu avec de faibles coûts de transaction. D'une part, les ETF ont, tout comme un fonds de placement commun, une valeur liquidative représentant la somme des valeurs des actifs divisée par le nombre de parts du fonds. D'autre part, les parts d'ETF sont échangeables sur les marchés organisés, permettant ainsi aux investisseurs d'acheter/vendre des parts à tout instant. Le premium/discount des ETF se définit comme la différence entre la valeur cotée de l'ETF et la valeur liquidative de ses sous-jacents.

Seuls les participants autorisés, des arbitragistes ou market-makers, disposent de l'agrément pour créer ou supprimer des parts d'ETF. Lorsque le prix de vente de l'ETF est supérieur à la valeur liquidative mais inférieur au prix demandé des sous-jacents, le premium ne peut être arbitré (Figure 2.1, Scénario A). Dans cette configuration, la taille du premium est dépendante de celle de la fourchette de prix. Au contraire (Figure 2.1, Scénario B), le premium peut être arbitré par les participants autorisés si le prix de vente dépasse le prix demandé des sous-jacents. Ce type de scénario peut notamment exister lorsque l'ETF connaît une forte demande. Lors de chocs d'offre, le discount peut être arbitré de la même manière : les participants autorisés suppriment des parts de l'ETF et revendent immédiatement l'ensemble des sous-jacents afin de générer un profit. La présence de ces agents dans le mécanisme est fondamentale car ce sont eux qui permettent de minimiser l'écart positif (premium) ou négatif (discount) entre le prix d'échange d'un ETF sur les marchés organisés et sa valeur liquidative. Enfin, le dernier scénario (Figure 2.1, Scénario C) correspond au cas où même si le prix milieu de la fourchette de l'ETF est supérieur au prix demandé pour les sous-jacents, il n'est toujours pas possible d'arbitrer la situation, du fait de la fourchette de prix.

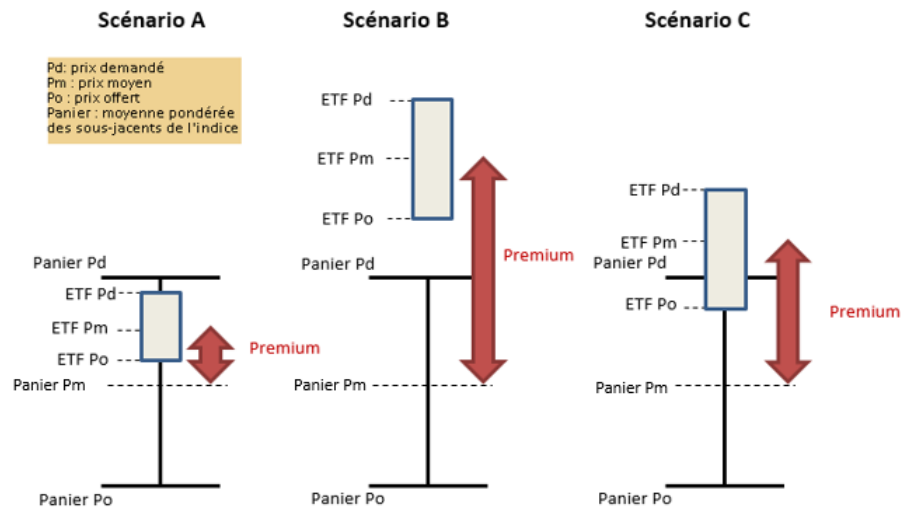


FIGURE 2.1 – Trois scénarios possibles du premium/discount relativement à la fourchette de prix des sous-jacents

Petajisto (2017) analyse le premium/discount en fonction des secteurs et des classes d'actifs et met en évidence une hausse des créations de parts d'ETF lorsque le premium/discount est important. Cela reflète l'activité des arbitragistes et est cohérent avec le scénario B. Fulkerson et al. (2014) montrent également que le premium ou discount est généralement faible mais peut parfois afficher des valeurs extrêmes (plus de 1%). De plus, dans la majorité des cas, l'écart se réduit dans la nuit. Toutefois ces déviations peuvent persister jusqu'à cinq jours. La disparition du premium/discount dépend des conditions de liquidité et peut prendre plus de temps dans le cas d'ETF portant sur des obligations illiquides (Fulkerson et al., 2014). Afin de simplifier la lecture de la suite de ce chapitre, j'utiliserai le terme de premium pour désigner l'écart entre le prix de clôture et la valeur liquidative de l'ETF, que celui-ci soit positif ou négatif.

2.1.2 Hypothèses sur la formation du premium

L'existence du premium est contraire à l'hypothèse de l'efficacité des marchés car le prix du marché secondaire ne correspond pas au prix des sous-jacents. Le premium peut-être le

fruit de chocs de demande ou d'offre, d'illiquidité ou de volatilité.

Les recherches menées jusqu'à présent soulignent la grande variabilité du premium. Il découle de la segmentation du marché : les investisseurs sont prêts à payer une prime afin de profiter de la facilité de transaction et de la liquidité des ETF (Picotti, 2014). Ben-David et al. (2018) mettent en évidence que les ETF sont susceptibles d'être un catalyseur pour les investisseurs à court terme. Il apparaît qu'en période de stress, les ETF peuvent être le reflet du stress des sous-jacents mais ils peuvent aussi être à l'origine du stress de marché, comme lors du flash-crash du 6 mai 2010. Plusieurs auteurs documentent des liens en période de stress entre les ETF et les sous-jacents qui, potentiellement, peuvent augmenter le premium des ETF.

La volatilité est l'un des indicateurs reflétant l'incertitude sur les marchés financiers. Ben-David et al. (2018) montrent que les chocs de volatilité se propagent à travers les ETF à cause du mécanisme de création/rachat. Lors de chocs de volatilité, le premium peut également augmenter à cause de ce mécanisme. En effet, la création/rachat de parts d'un ETF se fait en échange du panier de sous-jacents. Le participant autorisé détient alors l'ensemble des titres qu'il revend aussitôt. Schleifer et Vishny (1997) expliquent que l'arbitrage n'est pas instantané et que la volatilité peut restreindre la capacité d'arbitrage. Ainsi, l'écart de prix entre l'ETF et le panier de sous-jacents peut ne pas être totalement résorbé par les arbitragistes, expliquant la présence de premium lors de périodes de stress de marché.

D'autres symptômes sont documentés par la littérature académique comme la liquidité des marchés. Calamia et al. (2019) documentent le lien étroit entre la liquidité des sous-jacents et celle de l'ETF. Le facteur déterminant la liquidité des ETF est la liquidité des sous-jacents. Toutefois, la volatilité et les flux semblent également affecter la liquidité. Lors de stress de marché, l'illiquidité des titres sous-jacents, et par conséquent des ETF, peut perturber l'activité des arbitragistes du fait d'une hausse des risques d'inventaire (Schleifer et Vishny, 1997). Ceci peut entraîner une augmentation du premium. Cette hypothèse est soutenue par les résultats de Fulkerson (2014) montrant que le premium est affecté par la liquidité des sous-jacents.

De plus, les flux peuvent également indiquer un stress de marché, en particulier les chocs de demande non liés à des données fondamentales. Brown et al. (2018) expliquent que ces chocs peuvent causer de fortes distorsions de prix. Des différences dans les types d'investisseurs présents sur l'ETF et sur les sous-jacents peuvent également entraîner des distorsions de prix entre les deux marchés lors de ce type de choc. Dans le cas de fonds fermés, Lee et al. (1991) montrent que les fluctuations du premium peuvent en partie s'expliquer par une présence plus forte des investisseurs non informés, qui sont plus susceptibles de provoquer de tels chocs. Les premiers résultats sur les ETF vont dans ce sens : les ETF sont plus exposés à des chocs de demande non liés aux données fondamentales car la facilité de transaction des ETF augmente la présence de *noise traders* (Brown et al., 2018).

Ces causes impliquent des conditions limitant les capacités d'arbitrage. Le lien créé par l'arbitrage est alors perturbé, augmentant la déconnexion entre le prix des ETF et des sous-jacents. Schleifer et Vishny (1997) expliquent que les opportunités d'arbitrage peuvent perdurer à cause de limites réglementaires, d'un nombre limité d'arbitragistes ou de contraintes managériales. Calamia et al. (2019) montrent que la liquidité des ETF dépend non seulement du panier des actifs sous-jacents mais également des risques et des coûts d'inventaires des arbitragistes. Le premium des ETF est également affecté par ces limites qui réduisent l'activité des arbitragistes. De plus, dans le cas d'ETF permettant une exposition à de multiples zones géographiques l'arbitrage est plus complexe, en particulier dans des conditions de stress de marché, augmentant la persistance des premiums (Engle et Sarkar, 2006). Ces différents points suggèrent donc l'existence d'un lien entre le premium et le stress de marché.

2.2 Données et méthodologie

2.2.1 Statistiques descriptives des ETF

La liste des ETF utilisés pour cette étude provient de la base Thomson Reuters Lipper et représente l'ensemble des ETF distribués en Europe au 1^{er} janvier 2018, soit un échantillon de 1262 ETF distincts. La majorité des ETF (910) de l'échantillon sont des ETF actions.

Ceci tient au fait que les premiers ETF ont été créés sur ce type de sous-jacent. Certains ETF (102) de l'échantillon ne sont pas catégorisés comme des ETF actions ou obligataires : ils correspondent à des ETF monétaires ou à des ETF de matières premières. Ces catégories ne contiennent pas un nombre statistiquement suffisant d'ETF pour être considérées comme une classe à part. Les données quotidiennes sont collectées sur la période qui s'étend du 1er janvier 2010 au 30 mai 2018 à partir de Thomson Reuters Financials. Les prix de clôture et les dividendes détachés par les ETF permettent de calculer la rentabilité journalière. La fourchette de prix est obtenue à partir du prix à l'offre et à la demande. Les flux représentent le montant net des souscriptions et des rachats de l'ETF en pourcentage des actifs sous gestion. Le calcul du premium nécessite de distinguer les ETF actions et les ETF obligataires. De manière générale, le premium est défini comme l'écart en pourcentage du prix milieu de la fourchette cotée relativement à la Net Asset Value (NAV). Cette méthodologie est cependant inadéquate pour les ETF obligataires car leur NAV est calculée au prix offert (Gastineau, 2010). Pour ces ETF, le premium est défini comme l'écart en pourcentage du prix offert coté relativement à la Net Asset Value (NAV). Dans certains cas, le premium observé peut être très important. En accord avec Fulkerson (2014), tous les premiums supérieurs à 20% ou inférieurs à -20% sont exclus. Ensuite, chaque variable de l'ensemble des ETF est winsorisée aux 1^{er}, et 99^e centiles afin d'atténuer l'impact des valeurs aberrantes.

L'augmentation exponentielle des flux entrants des ETF décrite par Petajisto (2017) et Brown et al. (2018) suggère de décomposer l'ensemble des observations en deux périodes. La première période couvre la première moitié de la décennie, soit du 1er janvier 2010 au 31 décembre 2015. Sur cette période les ETF ne dépassent pas trois milliards d'euros d'encours sous gestion. La seconde période correspond à celle où les encours de ces ETF dépassent trois milliards d'euro, soit de janvier 2016 à mai 2018.

Le tableau 2.1 décrit les caractéristiques des ETF actions et obligataires.

TABLE 2.1 – Statistiques descriptives des caractéristiques observables sur les ETF actions

Statistiques descriptives des caractéristiques observables sur les ETF actions entre 2010 et 2018. Les données sont composées de 44 339 observations mensuelles illustrant les caractéristiques de 910 ETF distincts.

Statistiques	N	Moyenne	Min	25%	Médiane	75%	Max
ETF Actions							
2010-2015							
Capitalisation (M€)	22 245	414.6	0.2	22.8	73.0	274.1	21 532
Flux	22 245	0.01	-0.124	-0.001	0.000	0.003	17.524
Rentabilité (%)	22 245	0.00	-5.64	-0.10	0.11	0.19	12.13
Fourchette de prix	22 245	0.005	0.000	0.002	0.003	0.010	0.062
2016-2018							
Capitalisation (M€)	22,094	433.6	0.2	22.2	82.2	324.5	21 534
Flux	22 094	0.005	-0.153	-0.001	0.000	0.002	4.681
Rentabilité (%)	22 094	0.00	-9.66	-0.14	0.00	0.20	9.32
Fourchette de prix	22 094	0.004	0.002	0.002	0.004	0.009	0.065
ETF Obligataires							
2010-2015							
Capitalisation (M€)	5 709	501.5	0.4	33.3	123.5	458.4	8 948
Flux	5 709	0.011	-0.082	-0.001	0.000	0.003	3.027
Rendement	5 709	0.00	-6.31	-0.02	0.00	0.13	8.69
Fourchette de prix	5 709	0.003	0.000	0.001	0.002	0.003	0.060
2016-2018							
Capitalisation (M€)	6 350	487.5	1.1	27.9	123.7	393.8	9 811
Flux	6 350	0.012	-0.710	-0.001	0.000	0.002	18.676
Rendement	6 350	-0.00	-6.12	-0.00	-0.00	0.00	6.27
Fourchette de prix	6 350	0.003	0.000	0.001	0.002	0.003	0.049

Le nombre d'ETF actions présents dans l'échantillon a augmenté après 2015. 50 ETF supplémentaires ont été introduits entre 2016 et 2018, ce qui reflète la hausse de popularité des ETF. La table 2.1 montre qu'il y a une légère diminution des flux des ETFs actions (-0.5%) sur la période 2016-2018. Ceci peut s'expliquer par la hausse de la capitalisation moyenne, qui nécessite une collecte absolue plus importante pour obtenir le même pourcentage d'augmentation. Entre 2016 et 2018, la moyenne des flux journaliers sur les ETF actions est de 0.5%, confirmant la dynamique haussière visible sur la figure 2.2 (annexe).

La table 21 présente également la distribution des encours des ETF. Certains ETF actions affichent des encours sous gestion très importants : près de 21 milliards pour le SPDR S&P 500 ETF répliquant le S&P500. D'autres ETF gèrent seulement quelques dizaines de milliers d'euros d'encours. Durant la période 2010-2015, cela se manifeste au travers de la différence entre l'encours moyen (416 M€) et l'encours médian (73 M€). Le marché est ainsi dominé par de très gros ETF. La liquidité et la facilité de transaction de ces quelques ETF sont grandement augmentées, ce qui peut modifier le comportement du premium en période de stress.

Cette disparité est également visible au niveau de la fourchette de prix. Elle est très faible pour les ETF les plus liquides, tandis qu'elle peut être de plusieurs pourcents pour les ETF les moins liquides. La deuxième période d'observation montre une légère amélioration de la liquidité globale, la fourchette diminuant en moyenne de 40 à 50 points de base.

Sur le segment obligataire, le plus gros ETF a un encours deux fois plus faible que l'ETF action ayant le plus d'encours. Comme pour les ETF actions, la table 2.1 montre une structure asymétrique de distribution des encours des ETF obligataires. A l'instar des ETF actions, les flux des ETF obligataires sont toujours positifs, ce qui est en accord avec la forte croissance observée (Figure 2.2 en annexes).

2.2.2 La mesure de stress

Le stress de marché est un concept multidimensionnel qui décrit une grande incertitude des investisseurs sur les variations financières futures, la valeur fondamentale des actifs ou

bien l'activité économique. Je mesure la tension des marchés selon trois dimensions : l'activité des acteurs, la volatilité et la liquidité.

La première dimension est mesurée par deux indicateurs : les flux nets positifs et les flux nets négatifs. Brown et al. (2018) montrent que les flux des ETF reflètent les chocs non-fondamentaux de demande. Cohen et Shin (2002) ajoutent que lors des périodes de stress les flux ont une large amplitude et exercent un fort effet sur les prix. La deuxième dimension mesure la dispersion du prix à travers la volatilité à 20 jours. Nazlioglu et al. (2015) mettent en évidence que la volatilité augmente brusquement lors de périodes de crise puis diminue lors des périodes post-crise. Enfin la dernière dimension représentant la liquidité est composée de trois indicateurs. Le premier indicateur est la fourchette de prix, qui représente l'offre et la demande des investisseurs à un instant donné. La deuxième est la résilience du marché, qui est mesurée par l'impact sur le prix des flux (Amihud, 2002). Le dernier utilise la méthodologie développée par Lesmond et al. (1999) mesurant la fréquence des jours sans transaction : plus l'ETF est échangé fréquemment, moins il présente de taux de rentabilités nuls. L'illiquidité peut être mesurée à partir d'une variable prenant pour valeur 1 les jours sans transaction et 0 sinon. Malgré leur simplicité, il a été montré que ces indicateurs mesurent efficacement la liquidité (Goyenko et al. 2009).

Chacune des mesures est composée d'une composante commune du stress de marché et d'une composante idiosyncratique. J'utilise une analyse en composante principale afin d'extraire la composante systématique de chaque variable. Cependant, les amplitudes des mesures peuvent être très différentes engendrant une inégalité de l'importance de chaque mesure. Je normalise donc toutes les variables à l'exception de la variable qui comptabilise le nombre de jours où les rentabilités sont nuls (Zéros) afin que la variance de toutes les mesures soit semblable (Korajczyk et Sadka, 2008). La table 2.2 présente les facteurs de l'analyse en composantes principales.

TABLE 2.2 – Analyse en composantes principales pour les mesures de stress

La table présente les facteurs de l'analyse en composante principale et la variance expliquée cumulée de chaque facteur. Six mesures de stress sont utilisées. Flux positifs représente les flux nets journaliers positifs. Flux négatifs représente les flux nets journaliers négatifs. La fourchette de prix est définie par l'écart en pourcentage du prix offert et du prix demandé. L'impact de prix défini par Amihud (2002) mesure l'impact sur le prix des flux. Zéros est une variable binaire égal à 1 s'il n'existe pas de transactions dans la journée, 0 sinon. Volatilité représente la volatilité sur les vingt derniers jours ouvrés. Toutes les variables à l'exception des Zéros sont normalisées afin de prendre en compte les différences de magnitudes. Toutes les variables à l'exception des Zéros sont windsorisées au 1er et 99e déciles.

	F1	F2	F3	F4	F5	F6
Flux Positifs	0.44	0.37	0.02	0.79	0.23	0.00
Flux négatifs	-0.03	0.09	-1.00	-0.01	0.02	0.00
Fourchette de prix	-0.60	0.50	0.05	0.26	-0.57	0.00
Impact sur les prix	-0.12	0.70	0.08	-0.43	0.55	0.00
Zéros	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-1.00
Volatilité	0.66	0.33	0.00	-0.36	-0.57	0.00
% Variance expliquée	22.34	44.01	63.82	82.50	99.88	100.00

Le premier facteur explique environ 22% des variations des indicateurs de stress. Ce facteur représente un choc sur la demande correspondant à une hausse des flux positifs conjuguée à une hausse de la volatilité et une baisse de la fourchette de prix. Le deuxième facteur combine la fourchette de prix et la mesure d'impact sur les prix. Ce deuxième facteur est donc une mesure d'illiquidité expliquant également près de 22% de la variance expliquée. Le troisième facteur est composé à 86% des flux négatifs, montrant ainsi la spécificité des flux négatifs relativement aux autres mesures de stress. Les facteurs 4 et 5 ont un pouvoir d'explication plus faible et ne semblent pas avoir d'interprétation claire. Ils sont constitués de la combinaison de mesures de liquidité combinées à la fois positivement et négativement. Enfin le dernier facteur est composé uniquement des Zéros. L'analyse en composante principale met en évidence la dimension unique de cette mesure, qui peut s'expliquer par la nature non continue de la variable.

Dans le reste du chapitre, je restreins mon analyse aux deux premiers facteurs, c'est-à-dire aux facteurs ayant le plus grand pouvoir explicatif sachant que la différence de variance expliquée est trop faible pour seulement restreindre l'analyse au premier facteur. La table 2.3 présente les corrélations entre les différentes variables et les facteurs 1 et 2.

TABLE 2.3 – Matrice de corrélation pour les indicateurs de stress

La table montre les corrélations entre huit indicateurs de stress. Flux positifs représente les flux nets journaliers positifs. Flux négatifs représente les flux nets journaliers négatifs. La fourchette de prix (Fourchette) est définie par l'écart en pourcentage du prix offert et du prix demandé. L'impact de prix défini par Amihud (2002) mesure l'impact sur le prix des flux. Zéros est une variable binaire égal à 1 s'il n'existe pas de transactions dans la journée, 0 sinon. Volatilité représente la volatilité sur les vingt derniers jours ouvrés. Toutes les variables sont normalisées à l'exception des Zéros afin de prendre en compte les différences de magnitudes. Toutes les variables à l'exception des Zéros sont windsorisées au 1er et 99e déciles.

	Flux Pos.	Flux nég.	Fourchette	Impact du prix	Zéros	Volatilité	F1	F2
Flux positifs	1.00	0.09	0.02	0.01	-0.01	0.04	-0.12	0.74
Flux négatifs		1.00	-0.01	0.01	0.01	-0.07	-0.63	0.51
Fourchette			1.00	0.00	0.00	0.08	0.46	0.39
Impact du prix				1.00	0.00	0.00	-0.04	0.09
Zéros					1.00	-0.01	-0.01	0.00
Volatilité						1.00	0.69	0.35
F1							1.00	0.00
F2								1.00

Le facteur 1 est positivement corrélé à la volatilité et négativement corrélé à la fourchette de prix. Au contraire le facteur 2 est positivement corrélé à l'ensemble des variables de stress. Globalement, la corrélation des indicateurs est très faible, montrant que les mesures ne sont pas redondantes et capturent des dimensions différentes du stress de marché.

2.2.3 Présence du premium lors de stress de marché

Dans cette partie, je teste l'hypothèse selon laquelle le premium existe lorsque les arbitragistes ne peuvent pas suffisamment intervenir sur les marchés financiers, autrement dit

lorsque la déviation du prix de l'ETF par rapport à la NAV reflète un environnement de marché stressé.

Afin de tester cette hypothèse, j'utilise une régression en panel mesurant le lien entre la valeur absolue du premium et les différentes mesures de stress. Pour simplifier la lecture, les mesures sont testées une à une. Je centre et je réduis toutes les variables en fonction de chaque ETF. La transformation n'a pas d'impact sur la signification statistique, elle permet simplement d'interpréter les coefficients comme l'impact d'une variation d'un écart type d'une variable. J'introduis également des effets fixes par ETF et des effets fixes trimestriels, afin d'éliminer les spécificités propres à chaque ETF ou à un événement temporel. Formellement, le modèle observé est le suivant :

$$Premium_{i,t} = \alpha_i + \lambda_t + \beta * X_{i,t} + \epsilon_t \quad (2.1)$$

avec X la variable de stress testée au temps t sur l'ETF i.

Les tableaux 2.4 et 2.5 présentent les résultats sur les ETF actions et obligations.

TABLE 2.4 – Régression en panel de l'effet stress sur le premium des ETF actions

*Le tableau présente les résultats sur les ETF actions de la régression de panel avec effets fixes mensuels et par ETF entre 2010 et 2018. Flux positifs représente les flux nets journaliers positifs. Flux négatifs représente les flux nets journaliers négatifs. La fourchette de prix est définie par l'écart en pourcentage du prix offert et du prix demandé. L'impact de prix défini par Amihud (2002) mesure l'impact sur le prix des flux. Zéro est une variable binaire égal à 1 si il n'y a pas de transactions dans la journée, 0 sinon. Volatilité représente la volatilité sur les vingt derniers jours ouvrés. Toutes les variables sont normalisées afin de prendre en compte les différences de magnitudes. Toutes les variables à l'exception des Zéro sont tronquées au 1er et 99e déciles. Les écart-types sont détaillés sous les coefficients et corrigés de l'hétéroscédasticité selon la double-correction de Arellano (1987). * indique la significativité à 10%, ** à 5% *** à 1%.*

	Premium des ETF Actions					
Flux positifs	0.037*** (0.011)					0.037*** (0.011)
Flux négatifs		-0.012 (0.013)				-0.013 (0.013)
Fourchette de prix			0.022* (0.011)			0.019* (0.017)
Impact du prix				0.003 (0.003)		0.003 (0.003)
Zéros				0.051 (0.097)		0.066 (0.097)
Volatilité					0.085* (0.046)	0.083* (0.046)
Facteur 1					0.046** (0.023)	
Facteur 2						0.040*** (0.015)
Effets fixes	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	735,458	735,458	735,458	735,458	723,374	723,374
R ²	0.277	0.277	0.277	0.277	0.278	0.279

TABLE 2.5 – Régression en panel de l'effet stress sur le premium des ETF obligataires

Le tableau présente les résultats sur les ETF obligataires de la régression de panel avec effets fixes trimestriels et par ETF entre 2010 et 2018. Flux positifs représente les flux nets journaliers positifs. Flux négatifs représente les flux nets journaliers négatifs. La fourchette de prix est définie par l'écart en pourcentage du prix offert et du prix demandé. L'impact de prix défini par Amihud (2002) mesure l'impact sur le prix des flux. Zéros est une variable binaire égal à 1 si il n'y a pas de transactions dans la journée, 0 sinon. Volatilité représente la volatilité sur les vingt derniers jours ouvrés. Toutes les variables sont normalisées afin de prendre en compte les différences de magnitudes. Toutes les variables à l'exception des Zéros sont tronquées au 1er et 99e déciles. Les écart-t-types sont détaillés sous les coefficients et corrigés de l'hétéroscédasticité selon la double-correction de Arellano (1987). * indique la significativité à 10%, ** à 5% *** à 1%.

		Premium des ETF Obligataires							
	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Flux positifs	0.013*** (0.004)							0.014*** (0.005)	
Flux négatifs		-0.018*** (0.005)						-0.018*** (0.009)	
Fourchette de prix			0.038*** (0.010)					0.035*** (0.010)	
Impact du prix				0.001 (0.003)				0.0005 (0.002)	
Zéros					0.038 (0.067)			0.028 (0.054)	
Volatilité						0.061*** (0.012)		0.059*** (0.012)	
Facteur 1							0.060*** (0.009)		
Facteur 2								0.030*** (0.006)	
Effets fixes									
Observations	206,757	206,757	206,757	206,757	206,757	203,185	203,185	203,185	203,185
R ²	0.194	0.194	0.194	0.194	0.194	0.196	0.196	0.194	0.196

La grande majorité des marqueurs de stress présente une relation positive et significative avec le premium. Il apparaît difficile d'expliquer simplement le premium avec une seule dimension du stress de marché. Les coefficients des flux sont significatifs et du même signe que le flux. Cela signifie que les chocs à la demande ou à l'offre contribuent à la création du premium. Par ailleurs, l'illiquidité augmente l'amplitude du premium. Le coefficient de la fourchette de prix est positif et significatif, montrant que plus l'intervalle entre le prix offert et demandé est grand, plus le premium est élevé. Ce résultat confirme l'hypothèse du scénario A de la figure 1 expliquant que le premium dépend de la fourchette de prix des sous-jacents. Les autres mesures de liquidité sont également positives mais non significatives. Concernant la volatilité, les résultats montrent qu'une hausse de la volatilité augmente l'amplitude du premium. Enfin, les facteurs 1 et 2 de l'analyse en composantes principales sont positifs et significatifs, montrant l'influence de la composante commune des indicateurs de risque sur l'amplitude du premium. La forte asymétrie des encours des ETF et la présence de très petits ETF pouvant biaiser les résultats, il est nécessaire de vérifier si les effets obtenus sont similaires sur des ETF matures. Les résultats de l'étude des 100 ETF ayant les plus gros encours sous gestion sont présentés en annexe dans la table 2.15. La restriction aux ETF ayant le plus d'encours n'entraîne pas de diminution du pouvoir explicatif des différentes mesures. Le coefficient des flux positifs est légèrement plus faible à 0.037 contre 0.130 marquant une légère diminution de l'impact des chocs à la demande.

La table 2.5 permet de comparer les résultats des ETF obligataires avec ceux des ETF actions. Les premiers résultats décrivant le lien entre l'amplitude du premium et les facteurs de stress sur les ETF obligataires sont similaires à ceux obtenus sur les ETF actions. On aurait pu penser que le fait que la majorité des transactions obligataires soient des transactions de gré à gré modifie l'influence des facteurs de risque mais les résultats présentés montrent que les flux, la fourchette de prix et la volatilité restent très influents sur l'amplitude du premium, indépendamment du type de sous-jacent. Les résultats de la table 2.17 (en annexe) montrent l'analyse du premium sur les dix ETF ayant le plus d'encours sous gestion. Contrairement aux résultats sur l'ensemble de la classe d'actifs, les flux positifs ne sont plus significatifs. Sur ces ETF obligataires à forts AUM, les chocs à la demande n'engendrent pas nécessairement de divergence significative entre le prix de l'ETF et de sa valeur liquidative. La fourchette

de prix, la volatilité et les facteurs de l'analyse en composante principale restent positifs et significatifs. L'influence de ces facteurs sur des ETF mature reste marquée.

La table 2.6 présente les résultats pour l'ensemble des classes d'actifs permettant de confirmer que les résultats sur l'ensemble des classes d'actifs sont similaires à ceux obtenus sur les ETF actions et les ETF obligataires.

TABLE 2.6 – Régression en panel de l'effet stress sur le premium des ETF

Le tableau présente les résultats de la régression de panel avec effets fixes trimestriels et par ETF entre 2010 et 2018 sur l'ensemble des ETF de l'échantillon. Flux positifs représente les flux nets journaliers positifs. Flux négatifs représente les flux nets journaliers négatifs. La fourchette de prix est définie par l'écart en pourcentage du prix offert et du prix demandé. L'impact de prix défini par Amihud (2002) mesure l'impact sur le prix des flux. Zéros est une variable binaire égal à 1 si il n'y a pas de transactions dans la journée, 0 sinon. Volatilité représente la volatilité sur les vingt derniers jours ouvrés. Toutes les variables sont normalisées afin de prendre en compte les différences de magnitudes. Toutes les variables à l'exception des Zéros sont winsorisées au 1er et 99e déciles. écart-types sont détaillés sous les coefficients et corrigés de l'hétéroscédasticité selon la double-corrrection de Arellano (1987). * indique la significativité à 10%, ** à 5% *** à 1%.

	Premium					
Flux Positifs	0.032*** (0.008)					0.033*** (0.008)
Flux négatifs		-0.025*** (0.009)				-0.023*** (0.009)
Fourchette de prix			0.038*** (0.008)			0.034*** (0.008)
Impact du prix				0.000 (0.002)		0.001 (0.002)
Zéros					-0.081 (0.060)	-0.066 (0.060)
Volatilité						0.164*** (0.023)
Facteur 1						0.108*** (0.014)
Facteur 2						0.057*** (0.011)
Effets fixes	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	1328,702	1328,702	1328,702	1328,702	1328,702	1305,637
R ²	0.219	0.219	0.219	0.219	0.222	0.222
						1,305,636
						0.221
						0.223

Les résultats de la table 2.6 sont conforme aux attentes, les facteurs de stress sont présents lors de période de large amplitude du premium, que les sous-jacents soient des actions ou des obligations.

En conclusion, le premium est multi-dimensionnel. Il est affecté positivement par de nombreux aspects du stress de marché et ne peut être expliqué par l'influence d'une seule variable. Les résultats sont stables pour l'ensemble des classes d'actifs, que ce soit pour la globalité des ETF ou seulement pour les ETF les plus importants. Les différents résultats valident l'hypothèse avancée selon laquelle le premium des ETF existe particulièrement dans les périodes de stress. Dans la suite de cet article, le premium est considéré comme un indicateur synthétique permettant de capter de nombreuses dimensions sous-jacentes à l'ETF notamment celle reflétant le stress des sous-jacents.

2.3 Construction de la mesure de stress

Le niveau absolu du premium dépend de la classe d'actif et de la zone géographique (Petajisto, 2017) ce qui rend toute comparaison inefficace. De plus, les spécificités des ETF comme le type de réplication, le processus de création-rachat de parts ou le contrat liant un émetteur à un fournisseur de liquidité ne sont pas identiques sur un même marché. Ceci peut engendrer des niveaux de premium structurellement différents. Cette section introduit une méthode de normalisation des premiums.

Nous avons vu que l'amplitude du premium dépend des indicateurs de stress. Cherry (2004), Fulkerson et al. (2017) et Rompotis (2010) montrent que le signe du premium contient de l'information et qu'un premium plus élevé a plus de chance d'indiquer une rentabilité future négative. Par ailleurs, la forte expansion du marché des ETF entraîne une perpétuelle évolution des caractéristiques des ETF (Petajisto, 2017; Brown et al., 2018). Ainsi, le premium est affecté par de nombreux facteurs qui ne sont pas constants dans le temps comme la réglementation ou la politique monétaire. Afin de rendre la mesure dynamique, le stress ne peut pas être mesuré par sa valeur, mais en fonction des valeurs de la période glissante passée. En tenant compte de ces différents éléments, je propose de mesurer le niveau de stress

d'un marché comme suit :

$$StressETF_{t,N} = \frac{Premium_t - \min_{0 < i \leq N}(Premium_{t-i})}{\max_{0 < i \leq N}((Premium_{t-i}) - \min_{0 < i \leq N}((Premium_{t-i}))} \quad (2.2)$$

où $Premium_t$ définit le premium de l'ETF à l'instant t , et N est le nombre de jours ouvrés.

L'indicateur de stress du mois t mesure le niveau de stress relativement à ses niveaux de stress passés. Il est normé afin de comparer l'ensemble des classes d'actifs de différents types de marchés. Dans la suite de ce chapitre, j'utilise $N=252$, soit une année glissante, afin d'avoir un intervalle assez dynamique pour s'adapter à l'expansion du marché des ETF tout en ayant une période suffisamment longue pour comparer les niveaux des premiums. La table 2.7 présente les statistiques descriptives de la mesure de stress.

TABLE 2.7 – Statistiques descriptives de la mesure de stress

Catégorie	Moyenne	Min	25%	50%	75%	100%
Actions Europe	53.15	0.00	33.00	54.00	75.00	100.00
Actions Hors Europe	52.31	0.00	32.00	53.00	76.00	100.00
Obligations Europe	53.55	0.00	33.00	54.00	75.00	100.00
Obligations Hors Europe	50.47	0.00	30.00	50.00	73.00	100.00
Global	52.00	0.00	29.00	52.00	75.00	100.00

La normalisation de la mesure permet d'obtenir des indicateurs ayant des amplitudes et des variances similaires. Ainsi, même si les amplitudes et variances du premium sont structurellement différentes pour les différentes classes d'actifs (Petajisto, 2017), il est possible d'analyser et de comparer le niveau de stress de l'ensemble des classes d'actifs.

2.3.1 Relation avec des indicateurs de stress

La mesure synthétique de stress de marché construite repose sur l'hypothèse suivante : le premium augmente lorsque le marché est stressé. Afin de vérifier que la mesure se com-

porte comme attendu, je commence par la régresser relativement à d'autres mesures de stress documentées par la littérature. J'utilise deux filtres d'ETF différents pour comparer les indicateurs sur des zones géographiques similaires.

Le premier, noté StressETF, est le plus complet puisqu'il prend en compte tous les ETF ayant plus de trois années d'ancienneté, indifféremment de la zone géographique. Le second filtre, $StressETF_{Euro}$, est plus spécifique. Il sélectionne uniquement les ETF de la zone Euro ayant plus de trois années d'ancienneté. Une période de trois années est nécessaire pour avoir un nombre d'observations suffisant tout en ne restreignant pas trop le nombre d'ETF.

Tout d'abord, je compare la mesure de stress (2) avec le VIX, également appelé "la jauge de la peur" des investisseurs. Il représente la moyenne des volatilités implicites des options court-terme (30 jours) sur l'indice Standard & Poor's 500. Whaley (2000) justifie le terme de jauge de la peur par le fait que plus la valeur du VIX est élevée plus les investisseurs sont hostiles au risque. La figure 3 permet de visualiser l'évolution de la mesure de stress issue des ETF actions avec le VIX entre 2016 et 2018.

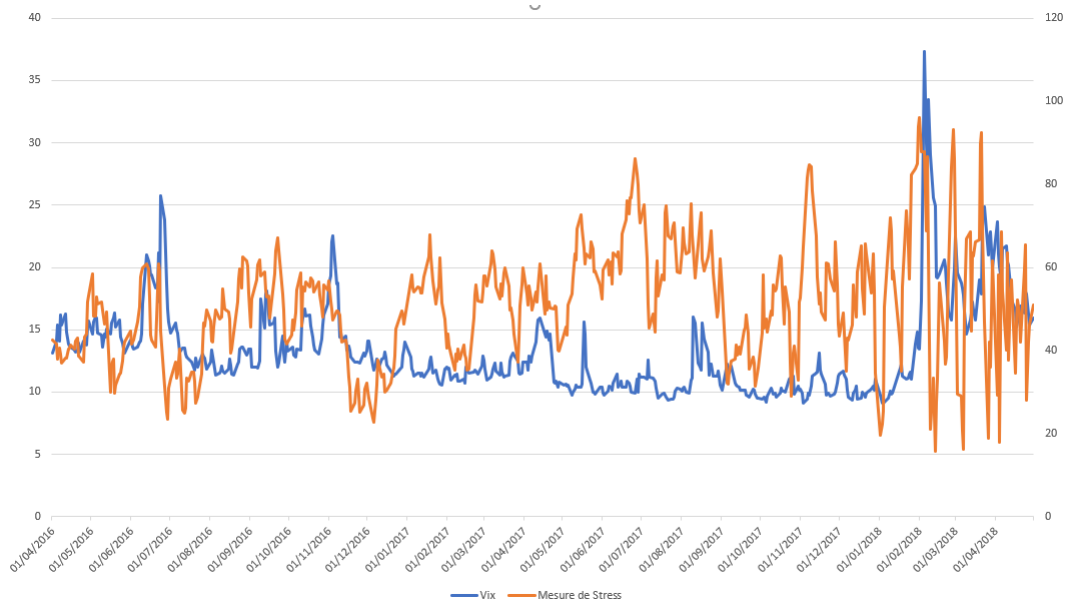


FIGURE 2.2 – Évolution du VIX (axe gauche) et de la mesure de stress (axe droit) issu des ETF actions entre le 1er avril 2016 et le 30 avril 2018.

La figure montre que la mesure de stress semble positivement reliée au VIX. Il apparaît

également que la mesure a tendance à augmenter avant une hausse de volatilité. Toutefois, une analyse plus fine est nécessaire pour quantifier la relation entre ces deux indicateurs.

J'utilise d'autres indicateurs que le VIX pour étudier la pertinence de la mesure de stress. A l'instar du VIX pour les actions, le Treasury Note volatility Index (notée TVIX) mesure la volatilité implicite issue des prix du future 10 ans Treasury Note (Ballester et al., 2019). Il correspond à une mesure de stress pour le marché des taux d'intérêt. De nombreux articles dont Kliesen et al. (2012), Nelson et Perli (2007) et Hollo et al. (2012) montrent que le marché du crédit réagit fortement au stress. Ainsi, j'utilise deux mesures issues du risque de crédit. Le premier indicateur correspond aux variations de prix du Bloomberg Barclays Liquid Investment Grade Index représentant les obligations non spéculatives américaines les plus liquides de maturité cinq ans. Pour le second, je crée une variable $Spread_{US}$ représentant l'écart de rendement entre les obligations spéculatives et non spéculatives américaines de maturité cinq ans. L'écart de rendement est mesuré comme l'écart de rendement des indices Bloomberg Barclays Liquid Investment Grade Index et Bloomberg Barclays US Corporate High Yield Bond Index. Cet indicateur indique l'appétit des investisseurs pour les actifs risqués.

Le second filtre d'ETF se concentrant sur ceux de la zone euro, les mesures testées sont donc spécifiques cette zone. Je considère deux indicateurs utilisés par la Banque Centrale Européenne dans le Composite Indicator of Systemic Stress (Hollo et al., 2012) : la volatilité du taux 10 ans allemand et l'évolution du taux 10 ans allemand. Même si Hollo et al (2012) montrent que leur mesure synthétique est pertinente pour mesurer le stress dans la zone européenne, la fréquence hebdomadaire proposée est trop faible pour établir une comparaison avec le premium des ETF. Je compare donc également ma mesure de stress au V2X, soit l'équivalent du VIX pour le marché européen.

Afin d'effectuer les comparaisons, j'utilise une régression linéaire avec effets fixes par ETF qui permet d'éliminer les spécificités propres à chaque ETF (type de répllication, nombre de participants autorisés, etc.). Je corrige de l'hétéroscédasticité en utilisant la méthodologie décrite par Arellano (1987). La régression s'exprime :

$$X_{i,t} = \alpha_i + \beta * Premium_{i,t} + \epsilon_t. \quad (2.3)$$

avec X la variable de stress testée au temps t sur l'ETF i.

TABLE 2.8 – Relation de la mesure de stress issue du premium des ETF actions avec les principaux indicateurs de stress.

*Le tableau présente les résultats de la régression de panel avec effet fixe par ETF entre 2010 et 2018 sur l'ensemble des ETF actions de l'échantillon. StressETF mesure le percentile dans lequel se situe le premium relativement à ses 252 derniers premiums. StressETF_{Euro} mesure pour les ETF de la zone Euro le percentile dans lequel se situe le premium relativement à ses 252 derniers premiums. Le VIX est la volatilité implicite du Chicago Board Options Exchange. Spread_{US} représente l'écart de rendement entre les obligations investment-grade américaines et les obligations de haut rendement américaines de maturité cinq ans. Taux_{IG} est le taux investment grade de maturité cinq ans. V2X représente la volatilité implicite des options de l'eurostoxx. Bund est le taux d'état allemand de maturité dix ans. Les écart-types sont détaillés sous les coefficients et corrigés de l'hétéroscédasticité selon la double-correction de Arellano (1987). * indique la significativité à 10%, ** à 5% *** à 1%.*

	VIX	TYVIX	Spread _{US}	Taux _{IG}	V2X	TV2X	Bund
StressETF	0.005*** (0.001)						
StressETF		0.0003** (0.0002)					
StressETF			0.018*** (0.005)				
StressETF				0.007*** (0.001)			
<i>StressETF_{Euro}</i>					0.004*** (0.002)		
<i>StressETF_{Euro}</i>						0.013*** (0.004)	
<i>StressETF_{Euro}</i>							0.005 (0.003)
Effets fixes	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	620,230	620,230	620,230	620,230	55,342	55,342	55,342
R ²	0.007	0.001	0.005	0.010	0.005	0.006	0.001

Les résultats de la table 2.8 montrent un lien positif et significatif entre la mesure synthétique de stress des ETF actions et les différentes dimensions de stress testées. Les volatilités implicites du marché action américain et du marché européen apparaissent significatives au seuil de 1%. Le signe positif montre que plus la volatilité est forte, plus la valeur de l'indicateur de stress est élevée. Les coefficients de volatilité des taux sans risque américains et européens sont également très significatifs. Le coefficient des taux européens est largement supérieur à celui des taux américains (0.013 contre 0.0003). Ceci peut s'expliquer par le fait que le coefficient des taux américains est le résultat de la régression sur la globalité de l'échantillon et non spécifiquement sur le marché américain. La deuxième dimension représentant l'écartement des rendements de crédit est également positivement liée à la mesure de stress. Le coefficient est positif et très significatif. En revanche, si le coefficient des taux sans risque américains apparaît positivement et significativement lié à la mesure de stress, celui sur le taux sans risque allemand n'est pas significatif. Il peut sembler paradoxal qu'une mesure globale soit plus significative que la mesure spécifique, mais Baker et al. (2012) montrent que le marché américain est un marché directeur pour l'ensemble des zones géographiques. Les résultats de l'étude des 10 ETF ayant le plus gros encours sur chaque échantillon est présenté en annexe dans la table 2.18. Les résultats sont similaires et confirment globalement le sens et la significativité des coefficients. L'étude concentrée sur des ETF matures confirment le lien entre la mesure de stress issue du premium et les autres indicateurs de stress.

TABLE 2.9 – Relation de la mesure de stress issue du premium des ETF obligataires avec les principaux indicateurs de stress.

Le tableau présente les résultats de la régression de panel avec effet fixe par ETF entre 2010 et 2018 sur l'ensemble des ETF obligataires de l'échantillon. $StressETF$ mesure le percentile dans lequel se situe le premium relativement à ses 252 derniers premiums. $StressETF_{Euro}$ mesure pour les ETF de la zone Euro le percentile dans lequel se situe le premium relativement à ses 252 derniers premiums. Le VIX est la volatilité implicite du Chicago Board Options Exchange. $Spread_{US}$ représente l'écart de rendement entre les obligations investment-grade américaines et les obligations de haut rendement américaines de maturité cinq ans. $Taux_{IG}$ est le taux investment grade de maturité cinq ans. $V2X$ représente la volatilité implicite des options de l'eurostoxx. Bund est le taux d'état allemand de maturité dix ans. Les écart-types sont détaillés sous les coefficients et corrigés de l'hétéroscédasticité selon la double-corrrection de Arellano (1987). * indique la significativité à 10%, ** à 5% *** à 1%.

	VIX	TVIX	$Spread_{US}$	$Taux_{IG}$	V2X	TV2X	Bund
StressETF	0.001 (0.001)						
StressETF		0.0002 (0.0002)					
StressETF			0.004 (0.005)				
StressETF				0.002* (0.001)			
$StressETF_{Euro}$					0.002 (0.001)		
$StressETF_{Euro}$						0.005 (0.003)	
$StressETF_{Euro}$							0.007** (0.003)
Effets fixes	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	167,397	167,397	167,397	167,397	58,603	58,603	58,603
R ²	0.0002	0.001	0.0002	0.001	0.001	0.001	0.003

Les résultats des ETF obligataires sont présentés dans la table 2.9. Ils indiquent un lien peu ou faiblement significatif entre la mesure de stress synthétique et le niveau des taux sans risque. Les coefficients de régression vont de 0.002 sur l'univers global à 0.007 sur les ETF européens. Les autres coefficients sont également positifs mais n'apparaissent pas

significatifs. Les résultats de l'étude des 10 ETF ayant le plus grand encours sur chaque échantillon sont présentés en annexe dans la table 2.19. Le fait de restreindre l'échantillon augmente légèrement la significativité des coefficients sur la zone euro. Toutefois, les résultats obtenus sur l'ensemble des zones géographiques restent non significatifs. Une des limites majeures de cette expérience concerne la distribution des observations. En effet, la majorité des observations de ces échantillons se situe entre 2014 et 2018, qui est une période de quantitative easing. Cette politique accommodante se traduit par des taux court-terme bas, un aplatissement de la courbe des taux et une amélioration de la conjoncture économique (Altavilla et al., 2018). Dans ces conditions, le stress des marchés a été relativement faible sur cette période. Des expériences devront donc être menées sur d'autres périodes afin de comprendre le comportement du premium sur les ETF obligataires.

En analysant les résultats dans leur ensemble, il apparaît que l'indicateur construit sur les ETF actions est lié aux différentes mesures de stress. L'ensemble des coefficients est positif et très significatif. Le coefficient le plus élevé est pour le coefficient du spread de crédit (0.014). Cela peut provenir de son caractère hybride, puisqu'il est à la fois affecté par les classes d'actifs actions et obligataires.

Les différents résultats permettent de constater qu'il est possible de rapprocher la mesure de stress issue du premium à d'autres indicateurs de stress. La simplicité de calcul du premium et son universalité rendent la mesure particulièrement intéressante pour détecter le stress de marché.

TABLE 2.10 – Relation de la mesure de stress issue du premium des ETF avec les principaux indicateurs de stress.

Le tableau présente les résultats de la régression de panel avec effet fixe par ETF entre 2010 et 2018 sur l'ensemble des ETF de l'échantillon. $StressETF$ mesure le percentile dans lequel se situe le premium relativement à ses 252 derniers premiums. $StressETF_{Euro}$ mesure pour les ETF de la zone Euro le percentile dans lequel se situe le premium relativement à ses 252 derniers premiums. Le VIX est la volatilité implicite du Chicago Board Options Exchange. $Spread_{US}$ représente l'écart de rendement entre les obligations investment-grade américaines et les obligations de haut rendement américaines de maturité cinq ans. $Taux_{IG}$ est le taux investment grade de maturité cinq ans. $V2X$ représente la volatilité implicite des options de l'eurostoxx. $Bund$ est le taux d'état allemand de maturité dix ans. Les écart-types sont détaillés sous les coefficients et corrigés de l'hétéroscédasticité selon la double-correction de Arellano (1987). * indique la significativité à 10%, ** à 5% *** à 1%.

	VIX	TVIX	$Spread_{US}$	$Taux_{IG}$	V2X	TV2X	Bund
StressETF	0.004*** (0.001)						
StressETF		0.0003** (0.0001)					
StressETF			0.014*** (0.004)				
StressETF				0.005*** (0.001)			
$StressETF_{Euro}$					0.002*** (0.001)		
$StressETF_{Euro}$						0.007*** (0.002)	
$StressETF_{Euro}$							0.005** (0.002)
Effets fixes	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	886,539	886,539	886,539	886,539	132,159	132,159	132,159
R ²	0.004	0.001	0.003	0.006	0.002	0.002	0.001

2.4 Mesure de stress et rentabilités futures

Cette section cherche à tester si l'indicateur de stress issu des ETF a un caractère prédictif des rentabilités futures. Le stress de marché indique une incertitude grandissante qui peut entrainer de fortes baisses des marchés financiers. Cette section s'inscrit dans la continuité des recherches déjà publiées par Rompotis (2010) et Fulkerson et al.(2014) qui établissent un lien entre le premium et les rentabilités futures dans certaines circonstances.

J'étudie le lien entre la mesure de stress journalière d'un ETF et sa rentabilité sur la journée suivante. Pour cela, je distingue d'une part les ETF actions, et d'autre part les ETF obligataires sur la période 2010-2018. Comme proposé par Edelen et Warner (2001) et Ben-Rephael et al. (2011), j'effectue des régressions en panel sur les cinq dernières variations de prix de l'ETF et les deux dernières valeurs de l'indicateur de stress. Des effets fixes trimestriels et par ETF sont inclus pour limiter les effets spécifiques temporels ou propres à chaque ETF. Formellement, la régression est définie comme suit :

$$Return_{i,t} = \alpha_i + \lambda_t + \sum_{j=1}^5 Return_{i,t-j} + \sum_{j=1}^2 StressETF_{i,t-j} + \epsilon_{i,t}. \quad (2.4)$$

Pour chaque échantillon, je forme des déciles en fonction de l'indicateur de stress. La segmentation par décile permet d'observer si la relation est linéaire ou si la relation de prévisibilité sont différentes pour les valeurs extrêmes. Les tableaux 2.6 et 2.7 reportent les résultats pour les ETF constitués d'actions et d'obligations.

TABLE 2.11 – Régression en panel du rendement futur sur l'indicateur de stress issu des ETF actions.

Le tableau présente les coefficients de la régression en panel modélisant le rendement comme variable explicative sur les ETF actions. Des effets fixes individuels et trimestriels sont introduits. $Rendement_{t-1}, Rendement_{t-2}, Rendement_{t-3}, Rendement_{t-4}, Rendement_{t-5}$ définissent le rendement calculé à partir du prix milieu de clôture avec respectivement 1, 2, 3, 4 et 5 jours de retard. $StressETF_{t-1}, StressETF_{t-2}$ correspondent aux retards du premium avec 1 et 2 jours de retard. $D1, \dots, D10$ représente les sous échantillons construits à partir des déciles de la mesure de stress. Les écart-types sont détaillés sous les coefficients et corrigés de l'hétéroscédasticité selon la double-correction de Arellano (1987). * indique la significativité à 10%, ** à 5% *** à 1%.

	Rendement _t									
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10
$StressETF_{t-1}$	-0.041*** (0.005)	-0.053*** (0.003)	-0.046*** (0.002)	-0.045*** (0.002)	-0.047*** (0.002)	-0.049*** (0.002)	-0.051*** (0.002)	-0.053*** (0.002)	-0.058*** (0.003)	-0.050*** (0.006)
$StressETF_{t-2}$	-0.006** (0.003)	-0.002 (0.002)	-0.004*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.007*** (0.002)	-0.017*** (0.004)
$Rendement_{t-1}$	-0.035 (0.030)	-0.011 (0.027)	-0.042 (0.027)	-0.047* (0.026)	-0.047 (0.032)	-0.029 (0.027)	-0.035 (0.028)	-0.035 (0.021)	-0.063*** (0.023)	-0.069 (0.043)
$Rendement_{t-2}$	-0.059** (0.029)	-0.059** (0.027)	-0.031 (0.025)	-0.035* (0.020)	-0.034* (0.020)	-0.016 (0.018)	-0.022 (0.017)	-0.017 (0.014)	-0.057*** (0.020)	-0.034 (0.034)
$Rendement_{t-3}$	-0.039 (0.026)	-0.025 (0.031)	-0.035 (0.027)	-0.001 (0.021)	0.004 (0.019)	0.006 (0.017)	0.003 (0.016)	0.012 (0.015)	-0.001 (0.023)	0.102*** (0.038)
$Rendement_{t-4}$	-0.057** (0.025)	-0.030 (0.021)	-0.036** (0.018)	-0.022 (0.016)	-0.029* (0.015)	-0.026 (0.016)	-0.039** (0.016)	-0.036** (0.015)	-0.095*** (0.020)	-0.086** (0.033)
$Rendement_{t-5}$	-0.030 (0.023)	-0.029 (0.024)	-0.016 (0.020)	-0.002 (0.016)	-0.008 (0.016)	-0.008 (0.016)	-0.039*** (0.015)	-0.026** (0.013)	-0.046*** (0.017)	-0.101*** (0.025)
Effets fixes	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	56,012	57,477	57,509	57,535	57,658	57,471	57,470	57,545	57,395	56,401
R ²	0.193	0.323	0.385	0.426	0.430	0.446	0.454	0.455	0.444	0.287

TABLE 2.12 – Régression en panel du rendement futur sur l'indicateur de stress issu des ETF obligataires.

Le tableau présente les coefficients de la régression en panel modélisant le rendement comme variable explicative sur les ETF obligataires. Des effets fixes individuels et trimestriels sont introduits. $Rendement_{t-1}, Rendement_{t-2}, Rendement_{t-3}, Rendement_{t-4}, Rendement_{t-5}$ définissent le rendement calculé à partir du prix milieu de clôture avec respectivement 1, 2, 3, 4 et 5 jours de retard. $StressETF_{t-1}, StressETF_{t-2}$ correspondent aux retards du premium avec 1 et 2 jours de retard. $D1, \dots, D10$ représente les sous-échantillons construits à partir des déciles de la mesure de stress. Les écart-types sont détaillés sous les coefficients et corrigés de l'hétéroscédasticité selon la double-correction de Arellano (1987). * indique la significativité à 10%, ** à 5% *** à 1%.

	Rendement $_{t-1}$									
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10
$StressETF_{t-1}$	-0.014*** (0.002)	-0.016*** (0.001)	-0.017*** (0.001)	-0.016*** (0.001)	-0.016*** (0.001)	-0.016*** (0.001)	-0.016*** (0.001)	-0.016*** (0.001)	-0.015*** (0.001)	-0.014*** (0.001)
$StressETF_{t-2}$	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.003*** (0.0005)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.002*** (0.001)
$Rendement_{t-1}$	0.049 (0.040)	0.010 (0.028)	-0.041** (0.020)	-0.062** (0.025)	-0.099*** (0.024)	-0.094*** (0.024)	-0.075*** (0.021)	-0.064** (0.025)	-0.084*** (0.022)	-0.028 (0.030)
$Rendement_{t-2}$	0.022 (0.034)	-0.017 (0.019)	0.018 (0.018)	-0.022 (0.021)	-0.034* (0.019)	-0.007 (0.017)	-0.009 (0.016)	-0.016 (0.015)	0.001 (0.017)	-0.017 (0.021)
$Rendement_{t-3}$	0.022 (0.029)	-0.002 (0.021)	-0.007 (0.018)	-0.036* (0.019)	-0.013 (0.016)	-0.034** (0.015)	-0.017 (0.016)	-0.007 (0.017)	-0.004 (0.016)	0.049** (0.022)
$Rendement_{t-4}$	0.014 (0.030)	0.002 (0.022)	-0.010 (0.018)	-0.032* (0.018)	0.018 (0.020)	0.026 (0.017)	0.025* (0.015)	-0.007 (0.018)	-0.017 (0.016)	-0.016 (0.024)
$Rendement_{t-5}$	-0.035 (0.030)	0.001 (0.023)	0.005 (0.019)	-0.011 (0.018)	0.005 (0.019)	-0.020 (0.016)	-0.023 (0.015)	-0.010 (0.015)	0.001 (0.016)	-0.034 (0.022)
Effets fixes	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	15,827	15,954	15,929	15,948	15,951	15,897	15,905	15,904	15,906	16,006
R ²	0.120	0.245	0.321	0.350	0.361	0.364	0.368	0.350	0.302	0.195

Les résultats de la table 2.11 sur les ETF actions, montrent qu'indifféremment du décile dans lequel il se situe, stressETF explique significativement la rentabilité future. Les coefficients de la mesure de stress sont tous négatifs et proches de -0.050 pour la quasi-totalité des déciles. Les déciles extrêmes présentent un coefficient plus faible car l'amplitude du stress est plus forte.

Le tableau 2.12 portant sur les ETF obligataires uniquement montre un phénomène analogue aux ETF actions : stressETF a une influence négative et significative sur la rentabilité future. La variance expliquée est également forte pour ces ETF. Néanmoins, il existe un point de divergence avec les ETF actions : stressETF des ETF obligataires retardé d'un jour est également significatif. De plus, le signe du coefficient du stress laggé est du même signe que le coefficient non laggé. Ceci confirme les résultats de Petajisto (2017) et de Fulkerson et al. (2014) montrant la persistance du premium. Les résultats suggèrent que la persistance du stress est plus forte pour les ETF obligataires. Cette persistance peut provenir de la méthode de calcul de la NAV. En effet, la NAV étant calculée à partir des derniers prix échangés, ceci peut affecter la valeur liquidative lorsque l'ETF détient des titres illiquides.

La limite de cette méthodologie repose sur les prix utilisés pour le calcul de la rentabilité. En effet, les résultats montrent que si le prix coté est élevé relativement à la valeur liquidative alors le prix futur sera plus faible. Toutefois, les résultats ne permettent pas de conclure si l'effet obtenu correspond aux réalignements entre le prix de marché secondaire et la valeur liquidative ou s'il s'agit d'une variation directionnelle du marché. Afin de tester cette hypothèse je conduis la même expérience en considérant les rentabilités calculées à partir de la valeur liquidative de l'ETF. Les tables 2.11 et 2.12 présentent les résultats sur les ETF actions et obligataires.

TABLE 2.13 – Régression en panel du rendement futur de la valeur liquidative sur l'indicateur de stress issu des ETF actions.

Le tableau présente les coefficients de la régression en panel modélisant le rendement comme variable explicative sur les ETF actions. Des effets fixes individuels et trimestriels sont introduit. $RendementNAV_{t-1}, RendementNAV_{t-2}, RendementNAV_{t-3}, RendementNAV_{t-4}, RendementNAV_{t-5}$ définissent le rendement calculé à partir de la NAV avec respectivement 1, 2, 3, 4 et 5 jours de retard. $StressETF_{t-1}, StressETF_{t-2}$ correspondent aux retards du premium avec 1 et 2 jours de retard. $D1, \dots, D10$ représente les sous-échantillons construits à partir des déciles de la mesure de stress. Les écart-types sont détaillés sous les coefficients et corrigés de l'hétéroscédasticité selon la double-correction de Arellano (1987). * indique la significativité à 10%, ** à 5% *** à 1%.

	RendementNAV _t									
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10
<i>StressETF_{t-1}</i>	0.049*** (0.009)	0.046*** (0.005)	0.041*** (0.003)	0.035*** (0.002)	0.034*** (0.002)	0.033*** (0.002)	0.032*** (0.002)	0.032*** (0.002)	0.032*** (0.003)	0.028*** (0.003)
<i>StressETF_{t-2}</i>	0.010* (0.005)	0.008*** (0.003)	0.004** (0.002)	0.003* (0.002)	0.003** (0.001)	0.002* (0.001)	0.003* (0.001)	0.003** (0.001)	0.004* (0.002)	0.003 (0.002)
<i>RendementNAV_{t-1}</i>	-0.070 (0.044)	-0.066** (0.029)	-0.045** (0.023)	-0.038** (0.019)	-0.032* (0.019)	-0.019 (0.017)	-0.010 (0.017)	-0.020 (0.018)	-0.039* (0.023)	-0.028 (0.024)
<i>RendementNAV_{t-2}</i>	-0.075** (0.034)	-0.073*** (0.022)	-0.077*** (0.017)	-0.076*** (0.016)	-0.053*** (0.015)	-0.042*** (0.016)	-0.040*** (0.014)	-0.047*** (0.014)	-0.041** (0.016)	-0.058*** (0.019)
<i>RendementNAV_{t-3}</i>	-0.039 (0.048)	-0.0004 (0.022)	-0.008 (0.018)	0.011 (0.016)	-0.013 (0.015)	0.014 (0.014)	-0.007 (0.014)	0.010 (0.016)	-0.004 (0.018)	-0.029 (0.023)
<i>RendementNAV_{t-4}</i>	-0.077*** (0.029)	-0.040* (0.021)	-0.059*** (0.017)	-0.056*** (0.015)	-0.063*** (0.013)	-0.071*** (0.014)	-0.078*** (0.013)	-0.065*** (0.013)	-0.060*** (0.016)	-0.047*** (0.017)
<i>RendementNAV_{t-5}</i>	-0.112*** (0.036)	-0.058*** (0.021)	-0.061*** (0.018)	-0.069*** (0.015)	-0.069*** (0.014)	-0.078*** (0.015)	-0.070*** (0.014)	-0.059*** (0.014)	-0.050*** (0.015)	-0.025 (0.018)
Effets fixes	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	56,012	57,477	57,509	57,535	57,658	57,471	57,470	57,545	57,395	56,401
R ²	0.195	0.297	0.335	0.324	0.314	0.303	0.293	0.288	0.265	0.168

TABLE 2.14 – Régression en panel du rendement futur de la valeur liquidative sur l'indicateur de stress issu des ETF obligataires.

Le tableau présente les coefficients de la régression en panel modélisant le rendement comme variable explicative sur les ETF obligataires. Des effets fixes individuels et trimestriels sont introduit. $RendementNAV_{t-1}$, $RendementNAV_{t-2}$, $RendementNAV_{t-3}$, $RendementNAV_{t-4}$, $RendementNAV_{t-5}$ définissent le rendement calculé à partir de la NAV avec respectivement 1, 2, 3, 4 et 5 jours de retard. $StressETF_{t-1}$, $StressETF_{t-2}$ correspondent aux retards du premium avec 1 et 2 jours de retard. $D1, \dots, D10$ représente les sous-échantillons construits à partir des déclis de la mesure de stress. Les écart-types sont détaillés sous les coefficients et corrigés de l'hétéroscédasticité selon la double-correction de Arellano (1987). * indique la significativité à 10%, ** à 5% *** à 1%.

	RendementNAV _t									
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10
$StressETF_{t-1}$	0.019*** (0.003)	0.016*** (0.002)	0.014*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.006*** (0.001)
$StressETF_{t-2}$	0.001 (0.001)	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.0005)	0.003*** (0.0004)	0.002*** (0.0004)	0.002*** (0.0004)	0.001*** (0.0004)	0.002*** (0.0004)	0.002*** (0.001)
$RendementNAV_{t-1}$	0.066 (0.042)	-0.083*** (0.026)	-0.110*** (0.021)	-0.125*** (0.022)	-0.156*** (0.022)	-0.137*** (0.020)	-0.137*** (0.026)	-0.098*** (0.026)	-0.067*** (0.025)	-0.015 (0.039)
$RendementNAV_{t-2}$	-0.030 (0.026)	-0.032 (0.022)	-0.029 (0.020)	-0.058*** (0.019)	-0.075*** (0.017)	-0.089*** (0.016)	-0.110*** (0.019)	-0.069*** (0.016)	-0.068*** (0.019)	-0.135*** (0.035)
$RendementNAV_{t-3}$	-0.055* (0.029)	-0.069*** (0.023)	-0.082*** (0.020)	-0.065*** (0.019)	-0.031* (0.018)	-0.051*** (0.017)	-0.054*** (0.019)	-0.071*** (0.021)	-0.052*** (0.019)	-0.033 (0.031)
$RendementNAV_{t-4}$	0.023 (0.029)	-0.022 (0.019)	-0.062*** (0.020)	-0.076*** (0.017)	-0.053*** (0.015)	-0.056*** (0.015)	-0.064*** (0.017)	-0.059*** (0.017)	-0.083*** (0.022)	-0.098*** (0.032)
$RendementNAV_{t-5}$	-0.021 (0.032)	-0.035 (0.022)	-0.046*** (0.016)	-0.049*** (0.016)	-0.080*** (0.016)	-0.072*** (0.015)	-0.062*** (0.017)	-0.059*** (0.019)	-0.089*** (0.024)	-0.003 (0.034)
Effets fixes	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	15,827	15,954	15,929	15,948	15,951	15,897	15,905	15,904	15,906	16,006
R ²	0.129	0.244	0.278	0.274	0.268	0.251	0.235	0.213	0.192	0.098

Les résultats présentés dans la table 2.13 sont surprenants. Au contraire des coefficients obtenus pour les rentabilités calculées à partir des prix de marché, les coefficients sont positifs et significatifs sur l'ensemble des déciles. Autrement dit, l'indicateur de stress semble indiquer une hausse future de la valeur liquidative. Ceci peut s'expliquer par l'activité de création/rachat des participants autorisés. La double structure des ETF permettant aux arbitragistes d'échanger une part de l'ETF contre le panier sous-jacent, ceci favorise la convergence du prix coté et de la valeur liquidative. Les résultats de Petajisto (2018) semblent soutenir cette hypothèse, puisqu'ils montrent que lorsque le premium est élevé l'activité des participants autorisés augmente. Le second point remarquable est que les coefficients du stress avec un retard de deux jours sont positifs et légèrement significatifs, confirmant la persistance du premium mise en évidence par Fulkerson (2014).

Les résultats sur les ETF obligataires confirment les résultats sur les ETF actions : l'indicateur de stress est positivement lié aux rentabilités futures issues de la NAV. En d'autres termes, $\text{stress}_{\text{ETF}}$ anticipe la variation future de la valeur liquidative. Les résultats sont stables sur les dix déciles et ne montrent donc pas de disparité dans les queues de distributions.

En conclusion, les différents résultats divergent en fonction de la méthodologie de calcul de la rentabilité. L'indicateur de stress issu de prix marché semble indiquer la direction future de la valeur liquidative tandis qu'elle est opposée à la direction des variations du prix coté. Les deux méthodologies sont complémentaires. Le marché secondaire semble amplifier les variations tandis que la valeur liquidative peut être en retard car une partie des prix n'est pas disponible. Le stress de marché semble provoquer une incertitude faisant diverger le prix du marché secondaire de celui sur le marché primaire. La *fair value* de l'ETF semble être entre le prix de la valeur liquidative et le prix proposé sur les marchés. Ces éléments contribuent à la discussion académique autour de l'influence de la découverte du prix à travers les ETF. Par exemple, Buckle et al. (2018), Tucker et Laiply (2013) montrent que les ETF peuvent davantage contribuer à la découverte des prix que les contrats futures.

2.5 Conclusion

La crise financière a conduit à l'apparition de nombreux indicateurs de risque. Qu'elles soient globales ou spécifiques, ces mesures restent complexes à mettre en œuvre. Ce chapitre montre qu'il est possible de mesurer le stress de marché à partir d'une mesure simple, basée sur le premium des ETF. La méthodologie de calcul et sa fréquence quotidienne permettent d'obtenir un indicateur facile d'accès et réactif. Ce chapitre montre que cet indicateur mesure des dimensions similaires aux indicateurs fréquemment utilisés comme la volatilité, le spread de crédit ou le rendement des taux sans risque. Enfin, j'ai discuté du caractère prédictif de cette mesure de risque. Les résultats divergent en fonction de la source des données. Les ETF semblent participer à la découverte des prix, ce qui est cohérent avec les observations de Tucker et Laiply (2013).

Il serait intéressant d'approfondir la construction d'indices de stress de marché par zone géographique ou par secteur. La présence des arbitragistes est disparate sur les ETF d'une même classe d'actif et la qualité des informations de stress diverge en fonction des ETF. Des recherches futures pourraient enrichir la mesure actuelle via un modèle pondérant les différents ETF par la qualité de l'information contenue dans le premium. Ainsi, la mesure de stress construite serait le reflet de la moyenne pondérée par la pertinence du premium de chaque ETF de la classe d'actif. Par ailleurs, ces recherches pourraient être poursuivies afin de comprendre quelle est la part du premium provenant des frictions de marché ou du sentiment de marché.

2.6 Annexes

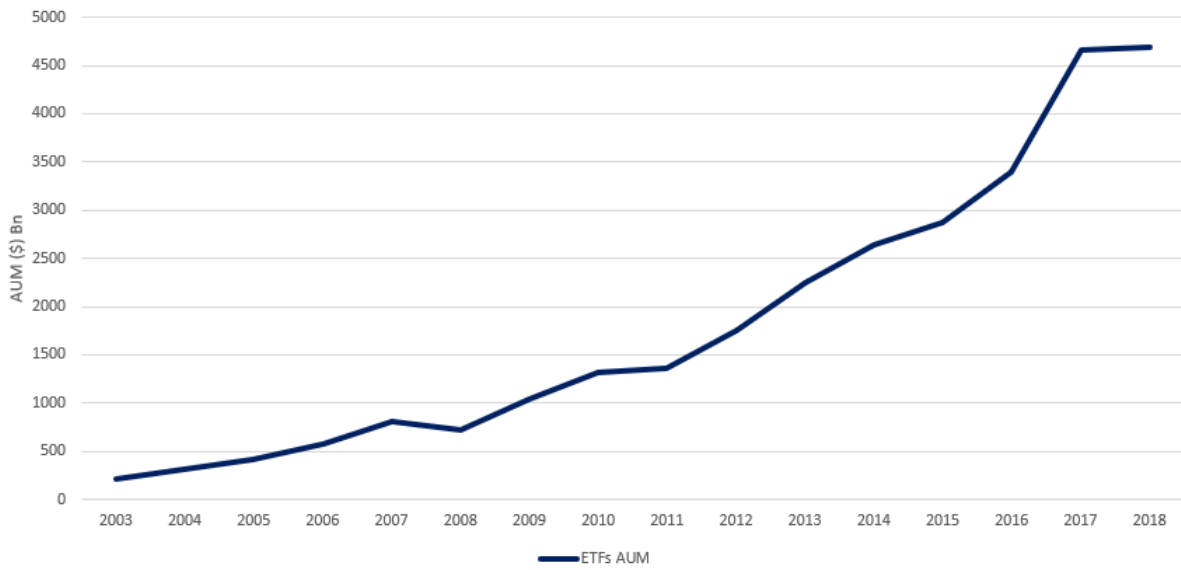


FIGURE 2.3 – Évolution des encours des ETF

TABLE 2.15 – Statistiques descriptives des caractéristiques observables sur les cents ETF actions ayant les plus grands encours sous gestion.

Statistiques descriptives des caractéristiques observables sur les ETF actions entre 2010 et 2018. Les données sont composées de 1 036 093 observations journalières illustrant les caractéristiques des 100 ETF ayant les plus grands encours sous gestion.

Statistiques	N	Moyenne	Min	25%	Médiane	75%	Max
2010-2015							
Capitalisation (M €)	4,102	1 812	11.9	560.8	877.6	1 746	21 532
Flux	4,102	0.002	-0.08	-0.001	0.0003	0.002	2.39
Rendement	4,102	0.0003	-0.03	-0.001	0.0005	0.002	0.08
Fourchette de prix	4,102	0.003	0.001	0.002	0.003	0.05	0.06
2016-2018							
Capitalisation (M €)	2,900	2 420	547.8	952.7	1 430	2 645	21 534
Flux	2,900	0.001	-0.03	-0.001	0.0002	0.002	0.69
Rendement	2,900	0.0003	-0.01	-0.001	0.0003	0.001	0.01
Fourchette de prix	2,900	0.002	0.0002	0.001	0.001	0.002	0.05

TABLE 2.16 – Statistiques descriptives des caractéristiques observables sur les trentes ETF obligataires ayant les plus grands encours sous gestion.

Statistiques descriptives des caractéristiques observables sur les ETF obligataires entre 2010 et 2018. Les données sont composées de 280 076 observations journalières illustrant les caractéristiques des 30 ETF ayant les plus grands encours sous gestion.

Statistiques	N	Moyenne	Min	25%	Médiane	75%	Max
2010-2015							
Capitalisation (M€)	411	3 425	12.1	1 972	3 216	4 117	8 948
Flux	411	0.001	-0.02	-0.0005	0.001	0.002	0.05
Rendement	411	-0.0000	-0.05	-0.0003	0.0002	0.0005	0.01
Fourchette de prix	411	0.001	0.0003	0.001	0.001	0.002	0.01
2016-2018							
Capitalisation (M€)	290	4 406	1 797	2 785	4 186	5 571	9 811
Flux	290	0.0001	-0.03	-0.001	0.0004	0.002	0.05
Rendement	290	0.0000	-0.003	-0.0003	0.0000	0.0003	0.01
Fourchette de prix	290	0.001	0.0004	0.001	0.001	0.001	0.004

TABLE 2.17 – Régression en panel de l'effet stress sur le premium des cent ETF actions ayant le plus grand encours sous gestion

Le tableau présente les résultats de la régression de panel effets fixes trimestriels et par ETF entre 2010 et 2018 sur les cents ETF actions ayant le plus d'encours sous gestion. Premium représente la valeur absolue du premium. Flux positifs représente les flux nets journaliers positifs. Flux négatifs représente les flux nets journaliers négatifs. La fourchette de prix est définie par l'écart en pourcentage du prix offert et du prix demandé. L'impact de prix défini par Armbud (2002) mesure l'impact sur le prix des flux. Zéros est une variable binaire égal à 1 si il n'y a pas de transactions dans la journée, 0 sinon. Volatilité représente la volatilité sur les vingt derniers jours ouvrés. Toutes les variables sont normalisées afin de prendre en compte les différences de magnitudes. Toutes les variables à l'exception des Zéros sont winsorisées au 1er et 99e déciles. Les écart-types sont détaillés sous les coefficients et corrigés de l'hétéroscédasticité selon la double-correction de Arellano (1987). * indique la signification à 10%, ** à 5% *** à 1%.

	Premium										
Flux Positifs	0.030**										0.028**
	(0.014)										(0.014)
Flux négatifs		-0.001									-0.002
		(0.017)									(0.017)
Fourchette de prix			0.044**								0.039**
			(0.010)								(0.018)
Impact du prix				0.000							-0.001
				(0.006)							(0.006)
Zéros					0.044						0.045
					(0.158)						(0.157)
Volatilité						0.119**					0.116*
						(0.060)					(0.060)
Facteur 1							0.063**				
							(0.030)				
Facteur 2								0.050***			
								(0.019)			
Effets fixes	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	143,016	143,016	143,016	143,016	143,016	143,016	139,593	139,593	139,593	139,593	139,593
R ²	0.267	0.267	0.017	0.267	0.267	0.267	0.270	0.269	0.269	0.269	0.270

TABLE 2.18 – Régression en panel de l'effet stress sur le premium des dix ETF obligataires ayant le plus grand encours sous gestion

*Le tableau présente les résultats de la régression de panel avec effets fixes trimestriels et par ETF entre 2010 et 2018 sur les dix ETF obligataires ayant le plus d'encours sous gestion. Premium représente la valeur absolue du premium. Flux positifs représente les flux nets journaliers positifs. Flux négatifs représente les flux nets journaliers négatifs. La fourchette de prix est définie par l'écart en pourcentage du prix offert et du prix demandé. L'impact de prix défini par Amihud (2002) mesure l'impact sur le prix des flux. Zéros est une variable binaire égal à 1 si il n'y a pas de transactions dans la journée, 0 sinon. Volatilité représente la volatilité sur les vingt derniers jours ouvrés. Toutes les variables sont normalisées afin de prendre en compte les différences de magnitudes. Toutes les variables à l'exception des Zéros sont winsorisées au 1er et 99e déciles. Les écart-types sont détaillés sous les coefficients et corrigés de l'hétéroscédasticité selon la double-correction de Arellano (1987). * indique la significativité à 10%, ** à 5% *** à 1%.*

	Premium									
Flux Positifs	0.006 (0.009)									0.006 (0.009)
Flux négatifs		-0.010* (0.006)								-0.010** (0.005)
Fourchette de prix			0.055*** (0.018)							0.050*** (0.018)
Impact du prix				0.013 (0.013)						0.017 (0.011)
Zéros					0.075 (0.082)					0.080 (0.080)
Volatilité						0.081** (0.033)				0.077** (0.032)
Facteur 1							0.073*** (0.023)			
Facteur 2								0.036*** (0.012)		
Effets fixes	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	14,394	14,394	14,394	14,394	14,394	14,115	14,115	14,115	14,115	14,115
R ²	0.264	0.264	0.266	0.264	0.264	0.270	0.270	0.270	0.268	0.271

TABLE 2.19 – Relation de la mesure de stress issue du premium des dix plus importants ETF actions avec les principaux indicateurs de stress.

Le tableau présente les résultats de la régression de panel avec effet fixe par ETF entre 2010 et 2018 sur les dix ETF actions ayant le plus large encours sous gestion. $StressETF$ mesure le percentile dans lequel se situe le premium relativement à ses 252 derniers premiums. $StressETF_{Euro}$ mesure pour les ETF de la zone Euro le percentile dans lequel se situe le premium relativement à ses 252 derniers premiums. Le VIX est la volatilité implicite du Chicago Board Options Exchange. $Spread_{US}$ représente l'écart de rendement entre les obligations investment-grade américaines et les obligations de haut rendement américaines de maturité cinq ans. $Taux_{IG}$ est le taux investment grade de maturité cinq ans. $V2X$ représente la volatilité implicite des options de l'eurostoxx. $Bund$ est le taux d'état allemand de maturité dix ans. Les écart-types sont détaillées sous les coefficients et corrigés de l'hétéroscédasticité selon la double-corrrection de Arellano (1987). * indique la significativité à 10%, ** à 5% *** à 1%.

	VIX	TVIX	$Spread_{US}$	$Taux_{IG}$	V2X	TV2X	Bund
StressETF	0.004*** (0.001)						
StressETF		0.0002 (0.0002)					
StressETF			0.014** (0.006)				
StressETF				0.005*** (0.001)			
$StressETF_{Euro}$					0.004** (0.002)		
$StressETF_{Euro}$						0.011** (0.004)	
$StressETF_{Euro}$							0.005 (0.003)
Effets fixes	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	107,862	107,862	107,862	107,862	11,177	11,177	11,177
R ²	0.006	0.0004	0.003	0.007	0.004	0.005	0.001

TABLE 2.20 – Relation de la mesure de stress issue du premium des dix plus importants ETF obligataires avec les principaux indicateurs de stress.

Le tableau présente les résultats de la régression de panel avec effets fixes trimestriels et par ETF entre 2010 et 2018 sur les dix ETF obligataires ayant le plus large encours sous gestion. $StressETF$ mesure le percentile dans lequel se situe le premium relativement à ses 252 derniers premiums. $StressETF_{Euro}$ mesure pour les ETF de la zone Euro le percentile dans lequel se situe le premium relativement à ses 252 derniers premiums. Le VIX est la volatilité implicite du Chicago Board Options Exchange. $Spread_{US}$ représente l'écart de rendement entre les obligations investment-grade américaines et les obligations de haut rendement américaines de maturité cinq ans. $Taux_{IG}$ est le taux investment grade de maturité cinq ans. $V2X$ représente la volatilité implicite des options de l'eurostoxx. $Bund$ est le taux d'état allemand de maturité dix ans. Les écart-types sont détaillés sous les coefficients et corrigés de l'hétéroscédasticité selon la double-correction de Arellano (1987). * indique la significativité à 10%, ** à 5% *** à 1%.

	VIX	TVIX	$Spread_{US}$	$Taux_{IG}$	V2X	TV2X	Bund
StressETF	0.001 (0.001)						
StressETF		0.0001 (0.0002)					
StressETF			0.005 (0.006)				
StressETF				0.002 (0.001)			
$StressETF_{Euro}$					0.002** (0.001)		
$StressETF_{Euro}$						0.006* (0.003)	
$StressETF_{Euro}$							0.006* (0.003)
Effets fixes	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	11,251	11,251	11,251	11,251	11,176	11,176	11,176
R ²	0.0004	0.0001	0.0003	0.001	0.002	0.001	0.002

Bibliographie du chapitre 2

- (1) ACHARYA, V. V., AMIHUD, Y. et BHARATH, S. T. (2010). Liquidity Risk of Corporate Bond Returns. *SSRN Electronic Journal*, DOI : [10.2139/ssrn.1612287](https://doi.org/10.2139/ssrn.1612287).
- (2) AGARWAL, V., HANOUNA, P., MOUSSAWI, R. et STAHEL, C. W. (2018). Do ETFs increase the commonality in liquidity of underlying stocks?
- (3) ALTAVILLA, C., BOUCINHA, M. et PEYDRÓ, J.-L. (2018). Monetary Policy and Bank Profitability in a Low Interest Rate Environment. *Economic Policy*, DOI : [10.1093/epolic/eiy013](https://doi.org/10.1093/epolic/eiy013).
- (4) AMIHUD, Y. (2002). Cross-Section and Time-Series Effects., 50.
- (5) BAKER, M. et STEIN, J. C. (2004). Market liquidity as a sentiment indicator. *Journal of Financial Markets* 7, 271-299.
- (6) BAKER, M. et WURGLER, J. (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *The journal of finance* 61, 1645-1680.
- (7) BAKER, M. et WURGLER, J. (2007). Investor Sentiment in the Stock Market. *The Journal of Economic Perspectives* 21, 129-151.
- (8) BAKER, M., WURGLER, J. et YUAN, Y. (2012). Global, local, and contagious investor sentiment. *Journal of Financial Economics* 104, 272-287.
- (9) BALLESTER, L., DIAZ-MENDOZA, A. C. et GONZÁLEZ-URTEAGA, A. (2019). A systematic review of sovereign connectedness on emerging economies. *International Review of Financial Analysis* 62, 157-163.
- (10) BAO, J., PAN, J. et WANG, J. (2011). The Illiquidity of Corporate Bonds. *The Journal of Finance* 66, 911-946.

-
- (11) BEN-DAVID, I., FRANZONI, F. et MOUSSAWI, R. Do ETFs Increase Volatility?, en, rapp. tech. w20071, Cambridge, MA : National Bureau of Economic Research, 2014.
- (12) BEN-REPHAELE, A., KANDEL, S. et WOHL, A. (2012). Measuring investor sentiment with mutual fund flows. *Journal of Financial Economics* 104, 363-382.
- (13) BHATTACHARYA, A. et O'HARA, M. (2018). Can ETFs increase market fragility? Effect of information linkages in ETF markets. *Effect of Information Linkages in ETF Markets (April 17, 2018)*.
- (14) BOLLEN, J., MAO, H. et ZENG, X. (2011). Twitter mood predicts the stock market. *Journal of Computational Science* 2, 1-8.
- (15) BRAVE, S. A. et BUTTERS, R. (2011). Monitoring financial stability: A financial conditions index approach. *Economic Perspectives* 35, 22.
- (16) BROWN, D. C., DAVIES, S. et RINGGENBERG, M. (2018). ETF Flows, Non-Fundamental Demand, and Return Predictability. *Available at SSRN 2872414*.
- (17) BUCKLE, M., CHEN, J., GUO, Q. et TONG, C. (2018). Do ETFs lead the price moves? Evidence from the major US markets. *International Review of Financial Analysis* 58, 91-103.
- (18) CALAMIA, A., DEVILLE, L., RIVA, F. et al. (2013). Liquidity in European equity ETFs: What really matters. *Bankers, Markets & Investors* 124, 60-72.
- (19) CALAMIA, A., DEVILLE, L., RIVA, F. et al. (2019). Liquidity provision in ETF markets: The basket and beyond. *Finance* 40, 53-85.
- (20) CHAU, F., DEESOMSAK, R. et LAU, M. C. (2011). Investor sentiment and feedback trading: Evidence from the exchange-traded fund markets. *International Review of Financial Analysis* 20, 292-305.
- (21) CHEN, N.-F., KAN, R. et MILLER, M. H. (1993). Are the Discounts on Closed-End Funds a Sentiment Index? *The Journal of Finance* 48, 795-800.
- (22) CHERRY, J. (2004). The Limits of Arbitrage: Evidence from Exchange Traded Funds. *SSRN Electronic Journal*, DOI : [10.2139/ssrn.628061](https://doi.org/10.2139/ssrn.628061).

- (23) CLIFFORD, C. P., FULKERSON, J. A. et JORDAN, B. D. (2014). What Drives ETF Flows? *Financial Review* 49, 619-642.
- (24) COHEN, B. H. et SHIN, H. S. (2002). Positive Feedback Trading Under Stress: Evidence from the US Treasury Securities Market. *SSRN Electronic Journal*, DOI : [10.2139/ssrn.341920](https://doi.org/10.2139/ssrn.341920).
- (25) DA, Z. et SHIVE, S. (2018). Exchange traded funds and asset return correlations. *European Financial Management* 24, 136-168.
- (26) DANNHAUSER, C. D. (2017). The impact of innovation: Evidence from corporate bond exchange-traded funds (ETFs). *Journal of Financial Economics* 125, 537-560.
- (27) DE LONG, J. B., SHLEIFER, A., SUMMERS, L. H. et WALDMANN, R. J. (1990). Noise trader risk in financial markets. *Journal of political Economy* 98, 703-738.
- (28) DHAENE, J., LINDERS, D., SCHOUTENS, W. et VYNCKE, D. (2012). The herd behavior index: A new measure for the implied degree of co-movement in stock markets. *Insurance: Mathematics and economics* 50, 357-370.
- (29) DIEBOLD, F. X. et YILMAZ, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting* 28, 57-66.
- (30) EDELEN, R. M. et WARNER, J. B. (2001). Aggregate price effects of institutional trading: a study of mutual fund flow and market returns. *Journal of Financial Economics* 59, 195-220.
- (31) ENGLE, R. et SARKAR, D. (2006). Premiums-discounts and exchange traded funds. *Journal of Derivatives* 13, 27.
- (32) FULKERSON, J. A., JORDAN, S. D. et TRAVIS, D. H. (2017). Bond ETF Arbitrage Strategies and Daily Cash Flow. *The Journal of Fixed Income* 27, 49-65.
- (33) FULKERSON, J. A., JORDAN, S. D. et RILEY, T. B. (2014). Predictability in bond ETF returns. *The Journal of Fixed Income* 23, 50.
- (34) GASTINEAU, G. L., *The Exchange-Traded Funds Manual: Gastineau/The Exchange*; John Wiley & Sons, Inc. : Hoboken, NJ, USA, 2010.

-
- (35) GORTON, G. B. et PENNACCHI, G. G. (1993). Security Baskets and Index-Linked Securities. *The Journal of Business* 66, 1-27.
- (36) GOYENKO, R. Y., HOLDEN, C. W. et TRZCINKA, C. A. (2009). Do liquidity measures measure liquidity? *Journal of Financial Economics* 92, 153-181.
- (37) HAKKIO, C. S., KEETON, W. R. et al. (2009). Financial stress: what is it, how can it be measured, and why does it matter? *Economic Review* 94, 5-50.
- (38) HAMM, S. J. W. (2011). The Effect of ETFs on Stock Liquidity. *SSRN Electronic Journal*, DOI : [10.2139/ssrn.1687914](https://doi.org/10.2139/ssrn.1687914).
- (39) HOLLO, D., KREMER, M. et LO DUCA, M. (2012). CISS - A Composite Indicator of Systemic Stress in the Financial System. *SSRN Electronic Journal*, DOI : [10.2139/ssrn.1611717](https://doi.org/10.2139/ssrn.1611717).
- (40) JARES, T. E. et LAVIN, A. M. (2004). Japan and Hong Kong Exchange-Traded Funds (ETFs): Discounts, Returns, and Trading Strategies. *Journal of Financial Services Research* 25, 57-69.
- (41) KEYNES, J. M. (1936). The General Theory of Employment, Interest and Money (London, 1936). *Keynes The General Theory of Employment, Interest and Money 1936*.
- (42) KLIESEN, K. L., OWYANG, M. T. et VERMANN, E. K. (2012). Disentangling Diverse Measures: A Survey of Financial Stress Indexes. *Review* 94, DOI : [10.20955/r.94.369-398](https://doi.org/10.20955/r.94.369-398).
- (43) KLIESEN, K. L., SMITH, D. C. et al. (2010). Measuring financial market stress. *economic synopses*.
- (44) KORAJCZYK, R. A. et SADKA, R. (2008). Pricing the commonality across alternative measures of liquidity. *Journal of Financial Economics* 87, 45-72.
- (45) KRITZMAN, M., LI, Y., PAGE, S. et RIGOBON, R. (2010). Principal components as a measure of systemic risk.
- (46) LEE, C. M. C., SHLEIFER, A. et THALER, R. H. (1991). Investor Sentiment and the Closed-End Fund Puzzle. *The Journal of Finance* 46, 75-109.

- (47) LESMOND, D. A., OGDEN, J. P. et TRZCINKA, C. A. (1999). A New Estimate of Transaction Costs. *Review of Financial Studies* 12, 1113-1141.
- (48) LONG, J. B. D., SHLEIFER, A., SUMMERS, L. H. et WALDMANN, R. J. (1990). Noise Trader Risk in Financial Markets. *The Journal of Political Economy* 98, 703-738.
- (49) NAZLIOGLU, S., SOYTAS, U. et GUPTA, R. (2015). Oil prices and financial stress: A volatility spillover analysis. *Energy Policy* 82, 278-288.
- (50) NELSON, W. R. et PERLI, R. (2007). Selected indicators of financial stability. *Risk measurement and systemic risk* 4, 343-372.
- (51) PAN, K. et ZENG, Y. (2016). ETF Arbitrage Under Liquidity Mismatch. *SSRN Electronic Journal*, DOI : [10.2139/ssrn.2895478](https://doi.org/10.2139/ssrn.2895478).
- (52) PETAJISTO, A. (2017). Inefficiencies in the Pricing of Exchange-Traded Funds. *Financial Analysts Journal* 73, 32.
- (53) PICCOTTI, L. R. (2014). An ETF Premium Puzzle and a Market Segmentation Explanation. *SSRN Electronic Journal*, DOI : [10.2139/ssrn.2417555](https://doi.org/10.2139/ssrn.2417555).
- (54) POLLET, J. M. et WILSON, M. (2010). Average correlation and stock market returns. *Journal of Financial Economics* 96, 364-380.
- (55) POTERBA, J. M. et SHOVEN, J. B. (2002). Exchange-Traded Funds: A New Investment Option for Taxable Investors. *NEW ECONOMY* 92, 6.
- (56) PREIS, T., KENETT, D. Y., STANLEY, H. E., HELBING, D. et BEN-JACOB, E. (2012). Quantifying the Behavior of Stock Correlations Under Market Stress. *Scientific Reports* 2, DOI : [10.1038/srep00752](https://doi.org/10.1038/srep00752).
- (57) PREIS, T., MOAT, H. S. et STANLEY, H. E. (2013). Quantifying trading behavior in financial markets using Google Trends. *Scientific reports* 3, 1684.
- (58) ROMPOTIS, G. G. (2010). Does premium impact Exchange-Traded Funds' returns? Evidence from iShares. *Journal of Asset Management* 11, 298-308.
- (59) SHLEIFER, A. et VISHNY, R. W. (1997). The Limits of Arbitrage. *The Journal of Finance* 52, 35-55.

- (60) TUCKER, M. et LAIPPLY, S. (2013). Bond Market Price Discovery: *Clarity Through the Lens of an Exchange*. *The Journal of Portfolio Management* 39, 49-62.
- (61) WANG, C. (2003). Investor sentiment, market timing, and futures returns. *Applied Financial Economics* 13, 891-898.
- (62) WHALEY, R. E. (2000). The Investor Fear Gauge. *The Journal of Portfolio Management* 26, 12-17.
- (63) WHITE, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica* 48, 817.

Chapitre 3

Assurance de portefeuille dans un fonds obligataire ouvert aux souscriptions-rachats

Chaque investisseur, qu'il soit assureur ou investisseur particulier, a ses propres critères de détermination du choix du type de produits. Cependant, quel que soit le type d'investisseur, la recherche de liquidité et la protection du capital sont au cœur du processus d'investissement.

Dans ce papier, je propose une méthodologie permettant d'intégrer les techniques de protection du portefeuille dans un fonds ouvert. Le modèle s'adapte en fonction de l'objectif de performance et de la perte maximale autorisée afin d'obtenir une meilleure protection du capital.

L'assurance de portefeuille a gagné en attractivité depuis la crise de 2007. Introduit par Black et Jones (1987), le constant proportion portfolio insurance (CPPI) permet à un investisseur de récupérer une proportion prédéfinie de la valeur initiale du capital à l'expiration. D'abord implémenté sur des actions, puis étendu sur des obligations par Perold et Sharpe (1988), le CPPI utilise une méthode dynamique permettant d'allouer le capital entre un actif risqué et un actif sans risque. Depuis leur création, les stratégies d'assurance de portefeuille ont été largement étudiées, et la littérature a proposée de nombreuses améliorations de la méthode de base. La robustesse de la protection a depuis été renforcée par l'introduction de coûts de transactions (Perold, 1992) ou la prise en compte de marchés non continus (Cont et Tankov, 2009). Des extensions du CPPI ont également été suggérés. Par exemple, Ardia et al. proposent d'allier le CPPI à des stratégies de smart beta. Ainsi, la combinaison avec un facteur "low-risk" permet une amélioration significative de la performance sous divers scénarios de marché. D'autres recherches analysent la performance du CPPI. L'étude de Iversen et al. (2009) compare le CPPI avec un produit structuré et montre que la transparence du CPPI et les faibles coûts de transaction attirent de nombreux investisseurs. Toutefois, ce type de stratégie n'est pas liquide au sens où il n'est pas possible de récupérer son capital sans en affecter le prix. Ce besoin de flexibilité s'est particulièrement accentué ces dernières années avec l'implémentation des réglementations Bale III et Solvency II.

L'intérêt des différents types d'investisseurs pour la protection du capital et la liquidité des investissements justifie pleinement le choix de développer les produits à capital protégé

dans le cadre d'un fonds ouvert aux souscriptions-rachats. Ce chapitre propose un modèle d'assurance de portefeuille qui protège tous les investisseurs indépendamment de la période de souscription. Au contraire des stratégies classiques d'assurances de portefeuille, le niveau d'exposition à l'actif risqué ne dépend pas seulement d'une protection à la baisse mais également d'une prise de profit. Cela signifie que le modèle utilise à la fois un coussin à la baisse entre la valeur liquidative et le plancher mais également un coussin à la hausse entre la valeur liquidative et le plafond. Ce plafond correspond à l'objectif de gain maximal de la stratégie. Du fait de ce mécanisme, le modèle réduit progressivement l'exposition à l'actif risqué lorsque les objectifs de performances sont atteints. La suite de ce chapitre propose une comparaison empirique de cette stratégie MultiPlancher, à d'autres stratégies d'assurance de portefeuille. Les résultats issus de simulations de Monte-Carlo montrent que, à volatilité équivalente, cette stratégie permet une meilleure protection du capital. Par ailleurs, les résultats que j'obtiens en testant la stratégie sur différentes zones géographiques montrent que les rendements ne sont pas affectés cette plus grande protection du capital.

Ce chapitre s'inscrit dans la continuité des recherches académiques adaptant dynamiquement la stratégie d'assurance de portefeuille CPPI. Le modèle proposé étend les concepts décrits dans les articles de Hamidi et al. (2014) et de Bertrand et Prigent (2011). Hamidi et al. (2014) proposent de protéger le fonds en fonction de sa plus grande valeur liquidative tandis que Bertrand et Prigent (2011) suggèrent d'utiliser une stratégie combinant plusieurs CPPI. Ces deux mécanismes permettent à la fois une protection de tous les investisseurs indépendamment de la période de souscription et une limitation du risque de désinvestissement complet. La solution proposée étend ces concepts par l'introduction de différents intervalles de temps permettant d'ajuster aux mieux le comportement du fonds avec les attentes des investisseurs. De plus, ce chapitre innove par l'introduction d'un coussin à la hausse qui permet d'améliorer la prise de profits.

Dans une première section, je présente les méthodes classiques d'assurance de portefeuille. Outre leurs principes de fonctionnement, je compare leurs avantages et inconvénients respectifs sur la base de la littérature existante. Je présente ensuite les différentes améliorations permettant de recalibrer dynamiquement les stratégies en tenant compte des risques

extrêmes. Dans une deuxième section, j'expose les limites de ces modèles dans le cadre de fonds ouverts et je teste la validité des extensions proposées jusqu'à présent par la recherche académique. Dans la troisième section j'introduis les techniques développées afin de prendre en compte la possibilité de souscriptions-rachats par les investisseurs de fonds. Je présente ensuite la solution que je propose pour structurer un produit permettant de faire face à des entrées/sorties aléatoires d'investisseurs, à la fois en termes de timing et de montant, et je quantifie l'impact en termes de garantie offerte afin que le fonds puisse atteindre l'objectif annoncé de protection du capital initial. La conclusion de mes travaux est présentée dans la quatrième section.

3.1 Revue de la littérature des stratégies d'assurance de portefeuille

L'assurance de portefeuille est une technique de la gestion d'actif qui a pour objectif de garantir un certain pourcentage de la valeur globale du portefeuille à maturité ou lors de la durée de vie du produit (Grossman et Vila, 1989 ; Basak, 2002). Cette section présente les principales stratégies d'assurance de portefeuille, leurs caractéristiques et leurs performances comparées.

3.1.1 Principales stratégies d'assurance de portefeuille

La stratégie stop-loss

La stratégie stop-loss est une stratégie d'assurance de portefeuille permettant de protéger le capital des investisseurs à maturité. Selon la stratégie stop-loss (Bird et al., 1988), au lancement de la stratégie, le portefeuille est totalement investi en actif risqué. L'allocation reste inchangée tant que la valeur du portefeuille est supérieure à la valeur garantie. Dès que la valeur garantie est atteinte, l'actif risqué est entièrement liquidé au profit de l'actif sans risque. Via ce mécanisme, la stratégie d'assurance de portefeuille garantit une partie de la valeur globale d'un portefeuille.

La stratégie stop-loss est une stratégie dont la valeur terminale ne dépend pas uniquement de la valeur finale de l'actif, c'est-à-dire que le chemin suivi lors de la période d'investissement a un impact sur la performance finale. Cela signifie en particulier que la stratégie ne peut pas profiter d'un fort rebond de l'actif risqué après une baisse atteignant la limite garantie. De plus, l'exécution du changement d'allocation entre l'actif risqué et l'actif sans risque peut engendrer des coûts non négligeables. En effet, même si la stratégie ne nécessite qu'un seul changement d'allocation, celui-ci demande de vendre instantanément la totalité du portefeuille. Ainsi, la liquidité de l'actif risqué a un impact significatif sur l'efficacité de cette stratégie.

La stratégie option based portfolio insurance (OBPI)

Introduite par Leland et Rubinstein (1976), la stratégie option based portfolio insurance (OBPI) consiste à combiner l'achat des actifs risqués avec des options de vente. A maturité, les options sont exercées si le prix des actifs risqués est inférieur à la valeur d'exercice. Ainsi, la perte enregistrée sur les actifs risqués est compensée par le gain sur les options Puts. La parité Call/Put permet également d'exprimer la stratégie en fonction de l'achat d'un call et de l'actif non risqué.

Leland et Rubinstein (1976) proposent cette stratégie d'assurance de portefeuille car les options ont l'avantage d'être valorisées par des fonctions continues permettant de supprimer le saut entre le déclenchement d'un ordre de vente et son exécution. La stratégie OBPI est *path – independent* : cela signifie que la stratégie ne dépend pas du chemin emprunté par l'actif risqué mais uniquement de la valeur des instruments à la date terminale. En cas de forte baisse du marché, le portefeuille ne sera pas désinvesti, ce qui permet de profiter d'un éventuel rebond.

L'hypothèse majeure de cette stratégie repose sur le fait qu'il existe sur le marché des Puts présentant la maturité et le strike désirés, ce qui n'est pas nécessairement le cas. De plus, à supposer qu'elles existent, ces options à long terme auront un coût particulièrement élevé. Enfin, comme ces options seront traitées sur un marché de gré à gré, les investisseurs s'exposent à un risque de contrepartie.

Afin de limiter les difficultés engendrées par l'investissement en options, Leland et Rubinstein (1981) suggèrent d'utiliser les méthodes de réplication de celles-ci. Black et Scholes (1973) et Merton (1976) montrent que sous la condition d'un marché complet, une option peut être répliquée en achetant uniquement des actifs risqués et des actifs non risqués. Les positions doivent être ajustées dynamiquement afin de répliquer au plus près les paramètres de l'option. Si la technique par réplication permet à la stratégie d'assurance de portefeuille de ne pas porter de risque de contrepartie, ni d'être exposée à des options illiquides, d'autres contraintes apparaissent cependant.

Tout d'abord, cette stratégie repose sur les hypothèses du modèle de Black et Scholes (1973), qui suppose que les rendements des actions sont normalement distribués. En pratique, cette hypothèse doit être assouplie. Par ailleurs, le modèle de Black et Scholes fait intervenir la volatilité du sous-jacent. La précision de la réplcation des options sera donc fonction de la précision de l'estimation de la volatilité (Bird et al., 1990). La qualité de la mesure, notamment dans des périodes de stress comme celle d'octobre 1987, peut avoir un impact significatif sur les gains finaux de la stratégie d'assurance par option synthétique (Rendleman et O'Brien, 1990). Enfin, les caractéristiques des options évoluent en continu en fonction des conditions du marché, impliquant d'ajuster son exposition en temps réel. En théorie, la réplcation de l'option est ajustée en temps réel, ce qui permet une réplcation parfaite. En pratique, ces ajustements sont exécutés périodiquement, ce qui peut engendrer de fortes pertes lors de marchés agités.

Preuve de l'intérêt réel de l'industrie financière pour cette stratégie, la société LOR Associates l'a mise en place sur la période 1981-1987. En octobre 1987, le fonds gérait plus de 60 milliards de dollars. Toutefois, lors de la crise de 1987, la rapidité du krach, les coûts de transactions élevés, ainsi qu'une divergence des prix Futures et Cash ont fait que la société LOR s'est montrée dans l'incapacité d'assurer le capital de son portefeuille (Rubinstein, 1988). Comme l'ajustement ne pouvait être réalisé à tout instant, le portefeuille a subi de lourdes pertes à cause des fortes variations de cours et la valeur liquidative du fonds LOR est devenue nettement inférieure au minimum garanti.

La stratégie Constant Proportion Portfolio Insurance (CPPI)

La stratégie Constant Proportion Portfolio Insurance (CPPI) a été introduite par Black et Jones (1987) afin de garantir une protection du capital sans avoir recours aux produits dérivés. Elle permet de profiter d'une éventuelle hausse des actifs risqués tout en limitant la perte maximale.

La technique d'investissement consiste à allouer dynamiquement le capital entre un actif risqué et un actif sans risque. Le portefeuille est géré afin que la valeur liquidative soit toujours au-dessus de la valeur garantie actualisée, soit la valeur plancher. Un coussin qui représente

la différence entre la valeur totale du portefeuille et la valeur plancher est introduit. Il s'agit donc du montant maximal que le portefeuille peut perdre sans remettre en cause la valeur garantie du capital.

Afin de respecter la garantie, la stratégie ajuste dynamiquement son exposition à l'actif risqué en fonction d'un multiple constant et du coussin. Le complément est investi dans un actif non risqué évoluant en fonction du taux sans risque.

Ainsi, à tout moment le portefeuille CPPI peut être appréhendé de deux manières différentes (Figure 3.1). D'une part, la valeur liquidative est la somme du coussin et du capital garanti. D'autre part, le portefeuille se décompose comme une proportion d'actifs risqués et d'actifs sans risque.

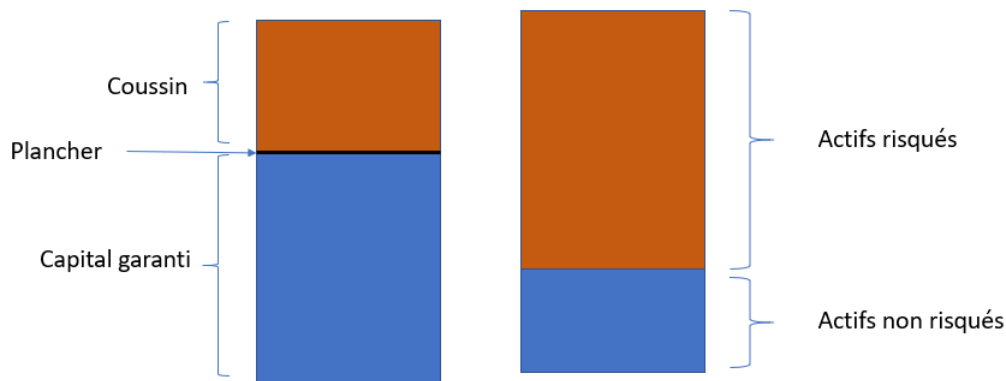


FIGURE 3.1 – Structure d'un CPPI

Le multiple est une constante déterminante dans le niveau d'exposition d'un portefeuille CPPI. Généralement, il correspond à l'inverse de la baisse maximale estimée de l'actif risqué. D'autres méthodes peuvent également être utilisées, Grossman et Vila (1992) proposent d'estimer le multiple à partir d'une fonction d'aversion au risque des investisseurs tandis Hamidi et al. (2009) suggèrent une valeur at risk conditionnelle.

La technique du CPPI implique que plus la valeur de l'actif risqué s'apprécie, plus le coussin augmente et ainsi plus le fonds est investi en actif risqué. Au contraire lorsque le sous-jacent baisse, le fonds diminue son taux d'investissement dans l'actif risqué. De par la structure de la stratégie, les performances passées ont un impact sur le taux d'investissement

présent. En effet, la stratégie consiste à acheter lorsque le marché monte et à vendre lorsque le marché baisse (buy high/sell low).

Du fait de la dépendance au sentier suivi, si la valeur du portefeuille atteint le plancher, le portefeuille se retrouve entièrement investi en actif non risqué et n'est alors plus sensible aux variations de l'actif risqué. Il ne peut donc pas profiter d'un éventuel rebond du marché. Lorsque le portefeuille est investi uniquement en actif non risqué, on dit qu'il est monétarisé. Le risque de désinvestissement complet ou de monétarisation peut être pénalisant pour la performance du fonds si la maturité est lointaine.

La stratégie Time Invariant Portfolio Protection (TIPP)

Le modèle TIPP (Time Invariant Portfolio Protection) reprend le principe du CPPI et l'étend en ajustant continuellement le niveau de plancher (Estep et Kritzman, 1988). L'exposition à l'actif risqué dépend de l'écart entre la valeur liquidative et le plancher.

Dans la stratégie du CPPI, le plancher varie au fil du temps uniquement en fonction de l'actif sans risque tandis que le modèle TIPP modifie le plancher constamment afin qu'il corresponde toujours à un certain pourcentage de la valeur maximale du fonds. De ce fait, le capital initial est protégé et les gains accumulés sont graduellement protégés.

Dans le cas du CPPI, lorsque l'actif risqué s'apprécie puis diminue très fortement, le CPPI qui a augmenté son exposition à l'actif risqué perd plus rapidement ses gains pour atteindre le niveau du plancher. Après une hausse de l'actif risqué, la stratégie CPPI n'a en effet protégé aucune partie de ses bénéfices. Au contraire, le fait que le TIPP ajuste le niveau du plancher en fonction de la valeur maximale du fonds limite la perte potentielle en cas de forte chute de l'actif risqué.

Par construction, l'écart maximal entre la valeur liquidative du fonds et le plancher est limité. Ainsi, le taux d'exposition à l'actif risqué du TIPP est borné. Khuman (2012) explique que le point de référence des investisseurs s'adapte au fil du temps, nécessitant un ajustement de la protection du capital. La stratégie TIPP semble correspondre à ces investisseurs.

3.1.2 Extension par des solutions dynamiques

Multiple dynamique

De nombreuses recherches académiques ont étudié l'impact du multiple pour les stratégies d'assurance de portefeuille. En effet, s'il est trop faible, la performance de la stratégie est bridée. Au contraire s'il est trop fort, le risque d'un désinvestissement complet (risque de monétarisation) est trop élevé. Originellement, le CPPI est calibré à partir d'indicateurs de risques calculés uniquement au lancement de la stratégie. Le calibrage ne s'ajuste pas en fonction de l'évolution du risque de marché. Le caractère non stationnaire des marchés sous-jacents a conduit la littérature académique à rechercher des solutions dynamiques basées sur la modification du facteur d'amplification en fonction des conditions de marché.

Jiang et al. (2009) proposent une solution ajustant le multiple en fonction d'une value at risk glissante. Les résultats montrent que le fait d'adapter le calibrage du multiple au cours du cycle de vie du CPPI permet d'augmenter à la fois la performance et la protection du capital en comparaison à la méthode traditionnelle du CPPI. D'autres modèles proposent d'adapter le multiple en fonction du risque futur estimé. Hamidi et al. (2014) suggèrent de calculer le multiple à partir d'une mesure de risque conditionnelle autoregressive (CAViaR de Engle et Manganelli, 2004) tandis que Ben Ameur (2010) déduit le multiple à partir d'un modèle GARCH. Ces méthodes permettent de s'adapter rapidement au changement de régime du risque de marché. L'émergence des méthodes de machine learning peuvent aider à l'estimation du multiple. Chen et al. (2008), proposent ainsi d'utiliser un algorithme génétique afin de déterminer le multiple d'amplification à partir d'indicateurs techniques. Enfin, Lee et al. (2008) suggèrent un modèle plus réactif aux mouvements haussiers du marché, où le facteur d'amplification est composé d'une base fixe et d'une base exponentielle. Ceci permet d'augmenter nettement la convexité du modèle.

Plancher dynamique

Par définition, le taux d'exposition du CPPI dépend de l'épaisseur du coussin. Quelques articles proposent d'améliorer la performance de la stratégie d'assurance de portefeuille en ajustant dynamiquement non pas le multiple mais la valeur plancher. Ben Ameur et Prigent

(2014) expliquent que les caractéristiques du plancher sont différentes du multiple. Ils suggèrent également d'estimer les variations futures de l'actif risqué à l'aide d'un modèle GARCH afin de modifier le niveau du plancher. En cas d'estimation d'une baisse du marché, le plancher sera réajusté à la hausse. Les résultats montrent que cette méthode permet d'éviter de fortes baisses de l'actif risqué. Lee et al. (2008) proposent une autre approche ajustant en temps réel le plancher. Le plancher est augmenté dès que la stratégie a une performance positive, ce qui permet de protéger une partie des gains engrangés. Dans le cas d'une performance négative, le plancher n'évolue pas.

Combinaison de plusieurs CPPI (MCPPI)

Parmi les nombreuses adaptations du CPPI, Bertrand et Prigent (2011) proposent d'utiliser une stratégie combinant plusieurs CPPI. Dans la suite de cette thèse, la stratégie est appelé Multi-CPPI (MCPPI).

Tous les CPPI ont les mêmes caractéristiques que ce soit en termes de pondération dans le portefeuille, de protection du capital ou d'horizon temporel. Cependant, chaque stratégie a sa propre date de lancement et par conséquent sa propre maturité. Lorsqu'une stratégie arrive à maturité, une nouvelle est lancée avec les mêmes caractéristiques. Ainsi, à intervalles réguliers, un nouveau CPPI est lancé sur une partie du portefeuille.

La réinitialisation de stratégie entraîne une évolution du point de référence de la protection du portefeuille global. Le fait de réinitialiser régulièrement une stratégie CPPI a pour conséquence de protéger une partie des profits après une hausse de marché ou un réinvestissement partiel après une baisse. Par construction, l'influence de l'ordre des variations est limitée. De plus, le fait de relancer régulièrement un CPPI sur une partie du portefeuille permet de limiter le risque de monétarisation. En effet, au lancement du CPPI le portefeuille est investi en partie en actif risqué ce qui permet de réinvestir partiellement le portefeuille. Ceci permet d'analyser et de comparer les caractéristiques de cette stratégie sur des horizons longs.

3.1.3 Introduction de conditions réalistes de marché

La stratégie initiale du CPPI de Black et Jones (1987) est volontairement sans coût de transaction et sans limite d'exposition. Il est nécessaire d'adapter ce modèle à des conditions réalistes de marché.

Risque de gap

Les modèles du CPPI et l'OBPI par réplication d'options reposent sur une modélisation en temps continu. En condition réelle, la reconstitution des portefeuilles intervient à intervalles discrets, ce qui expose les stratégies CPPI et OBPI à un risque de gap. Cont et Tankov (2009) étudient les caractéristiques de ce risque appelé risque de gap, qui lorsque le coussin est faible peut entraîner un franchissement du plancher. Cont et Tankov (2009) recommandent de se protéger par des options de maturité une semaine, tandis que Matenda et al. (2015) proposent une méthode permettant de mesurer le risque dans des conditions de marché incertain. Une autre solution consiste à considérer une marge entre le minimum garanti et le plancher utilisé dans les calculs. Cette marge permet ainsi de se prémunir contre le risque de gap. Dans le cas de portefeuille obligataire, ce risque est plus important. En effet, il dépend non seulement de la discontinuité du prix des actifs, mais aussi du risque de défaut des obligations.

Calibrage de la fréquence de rebalancement

Un autre aspect doit être pris en compte pour mettre en place la stratégie CPPI : la fréquence de rebalancement. L'introduction des coûts de transaction dégrade la performance en fonction du nombre de rebalancements. Généralement, dans les sociétés de gestion, le rebalancement est hebdomadaire ou mensuel. Zhang et al. (2014) recherchent une règle optimisant les coûts de transactions. Tout d'abord, un rebalancement à période régulière est testé. Cette méthode est critiquée car elle est coûteuse en frais de transactions. Une alternative à cette méthode consiste à rebalancer le portefeuille en fonction des mouvements du marché. Toutefois, aucune des solutions proposées n'améliore la performance. Jessen (2014) recommande de ne pas utiliser des périodes équidistantes mais plutôt une limite de coûts de transactions préalablement fixées. Ainsi, au franchissement de ce seuil, le portefeuille est rebalancé.

Optimalité sous un marché incomplet

Les résultats montrant que le CPPI domine l'OBPI dans un marché complet restent valides sous l'hypothèse d'un marché imparfait. Pézier et Scheller (2013), dans des conditions respectant les coûts de transactions réalistes, montrent que la dominance du CPPI sur l'OBPI est préservée. En outre, Balder et al. (2009) montrent que le CPPI reste efficace dans un marché incomplet sous réserve que les mesures de risques utilisées soient adaptées.

3.2 Des stratégies partiellement inadaptées aux fonds ouverts

Les fonds ouverts aux souscriptions-rachats ont été créés suite à la Grande Dépression. Jusque-là, les placements communs prenaient la forme de fonds fermés. Par définition, un fonds fermé a la particularité d'avoir un nombre de parts fixe. Un investisseur ne peut vendre sa part que s'il trouve un acheteur. Lors du krach de 1929, la panique qui a atteint les marchés financiers a fait que de nombreux investisseurs ont vendu leurs actifs avec une forte décote, amplifiant ainsi la chute du marché (De Long et Schleifer, 1990).

L'introduction de fonds ouverts nécessite la création d'un système de souscription-rachat des parts qui fait que le nombre de parts du fonds peut varier. Chaque part est valorisée selon les prix des sous-jacents, ce qui permet à chaque investisseur d'acheter ou de vendre des parts à tout moment et à leur juste valeur auprès de la société de gestion.

3.2.1 Protection de tous les investisseurs dans un fonds ouvert

Les stratégies de l'OBPI et du CPPI assurent la totalité ou seulement une partie du capital uniquement à maturité. En cas de rachat anticipé, le capital n'est pas assuré. Par construction, la composante sans risque permet de garantir le capital à l'échéance. Lorsque les taux sont rémunérateurs il est possible que la valeur du portefeuille soit inférieure au pourcentage garanti à un moment car le rendement de l'actif sans risque permet de compenser la perte à terme.

Lorsqu'on introduit la possibilité de souscrire à tout moment, la protection du CPPI n'est pas suffisante. Le CPPI assure uniquement le capital initial et n'adapte pas la protection en fonction de la valeur liquidative. Pour un fonds ouvert, l'ensemble des investisseurs doit être protégé selon son point d'entrée et non en fonction du lancement de la stratégie. Par exemple, un investisseur achetant des parts dans un fonds un an après le lancement de celui-ci sera protégé en fonction de la performance passée du fonds et non en fonction de son point d'entrée. Cela signifie que s'il investit après une hausse de marché, il pourra subir une perte plus importante que celle que la stratégie aurait dû lui garantir.

3.2.2 Limites en cas de monétarisation

Définition et conséquence pour un fonds ouvert

Le risque de monétarisation correspond au risque que l'exposition du fonds soit nulle et que celui-ci ne puisse donc pas participer à une éventuelle hausse du marché. Comme nous l'avons vu, ce risque est présent sur les stratégies ayant une dépendance au sentier suivi par les prix. Par construction, une stratégie OBPI ne risque pas d'être totalement désinvestie.

En pratique, une stratégie est dite monétarisée lorsque le niveau d'exposition à l'actif risqué devient négligeable, autrement dit si le fonds n'a pas suffisamment amorti la baisse et que la marge entre la valeur liquidative et le plancher devient très faible. Par conséquent, le niveau d'exposition à l'actif risqué est presque nul, le fonds n'est plus sensible aux variations de l'actif risqué et donc ne peut profiter d'un rebond du marché. Le risque de monétarisation est un inconvénient considéré comme un risque majeur pour des investissements de long terme. En effet, si la stratégie est totalement désinvestie, elle ne peut bénéficier de la croissance de long terme de la classe d'actif.

Le risque de monétarisation a un fort impact dans un fonds ouvert à horizon long. En effet, si un fonds de type CPPI est monétarisé, alors il est désinvesti en actif risqué jusqu'à son échéance. L'espérance de rendement a évolué et elle ne correspond plus à celle exigée par les clients. Dans le cadre d'un fonds fermé, la monétarisation n'a pas d'incidence car les

clients ne peuvent pas vendre prématurément leurs parts. En revanche, dans le cas de fonds ouverts cela a pour conséquence le retrait progressif de tous les clients jusqu'à la perte totale des encours. La société de gestion n'a alors pas d'autre solution que de fermer le fonds.

Un risque extrême ?

Le risque de monétarisation correspond à un risque de fermeture pour les fonds ouverts. Cette section étudie empiriquement si ce risque est négligeable ou s'il est nécessaire de le prendre en compte dans le cadre d'assurance de portefeuille pour un fonds ouvert.

Afin de mesurer ce risque, je simule un grand nombre de série appliquant la méthode du block-bootstrap aux rentabilités journalières du MSCI Europe entre 2006 et 2016 (Annaert et al, 2009). Pour préserver la dynamique des marchés à court terme, j'utilise des blocs de six mois. Un CPPI protégeant 95% du capital avec un multiple de 5 est utilisé, ce qui signifie qu'à l'état initial, le portefeuille est investi à 75% en actifs non risqués et à 25% en actifs risqués.

La figure 3.2 reporte la probabilité pour un fonds CPPI d'être monétarisé en fonction du temps.

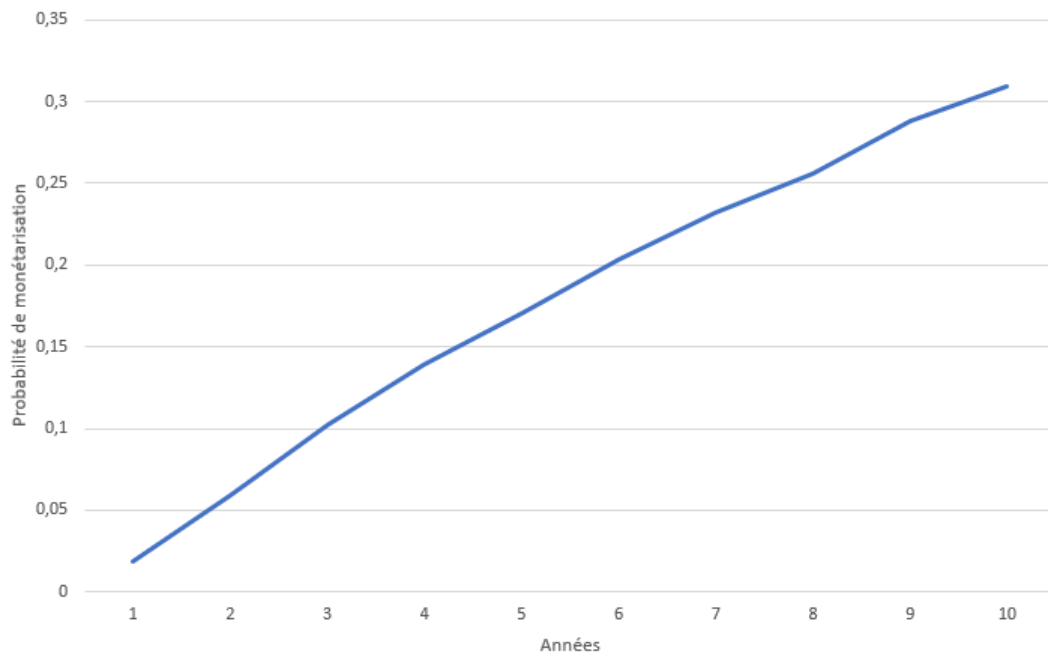


FIGURE 3.2 – Pourcentage de fonds monétarisé en fonction du nombre d'années de l'horizon de la stratégie CPPI.

La stratégie CPPI est calibrée avec un multiple de 5 et une protection à hauteur de 95% du capital. L'actif non risqué considéré est l'euribor comme l'actif sans risque tandis que les actifs risqués sont les actions de la zone européenne (MSCI Europe) entre 2006 et 2016.

Sur 3 000 portefeuilles simulés, près de 15% sont en état de monétarisation à un horizon de quatre ans. Les résultats montrent que la probabilité que le fonds ouvert ferme est donc non négligeable. Ce risque de monétarisation motive particulièrement la recherche de solutions alternatives.

3.2.3 Impact de la liquidité sur la performance par les fonds ouverts

La liquidité des fonds ouverts varie en fonction des différentes contraintes appliquées à chaque fonds. Ainsi, un hedge fund investissant en partie dans les infrastructures ne pourra pas assurer la même liquidité qu'un fonds en actions cotées. La fréquence des souscriptions/rachats peut varier en fonction des fonds, elle peut être journalière, hebdomadaire, mensuelle ou trimestrielle.

Contrairement à un fonds fermé, le gérant du fonds ouvert doit s'adapter en fonction des flux journaliers. D'un point de vue réglementaire, les actifs sélectionnés doivent pouvoir être vendus afin de pouvoir faire face aux rachats. Ceci fait que les gérants de fonds ouverts se détournent des actifs illiquides. Edelen (1999) montre que les flux d'un fonds sont corrélés négativement avec les performances futures. La sous-performance annuelle relativement au benchmark en cas de flux anormaux positifs est d'environ -1.63% . Cette sous-performance est le prix de la liquidité selon Edelen (1999). Rakowski (2010) décrit d'autres facteurs dégradant la performance tels que la volatilité journalière des flux et les flux non anticipés. Ceux-ci entraînent une hausse du turnover et donc une hausse des frais de transactions.

3.2.4 Introduction d'un risque d'arbitrage

L'introduction de souscriptions-rachats journaliers permet d'apporter une liquidité à tous les clients. Cependant, une société de gestion peut être confrontée à des clients voulant profiter de la liquidité afin de tirer profit de particularités du fonds tels que des frais de gestion variables, l'anticipation d'une valeur future connue, etc. Par exemple, l'intégration de frais de gestion variables dans la gestion des fonds ouverts peut engendrer un risque d'arbitrage. Ils permettent de récompenser une surperformance du gérant par rapport à son objectif de gestion. L'AMF, dans son guide relatif aux frais (2012-12), détaille le fonctionnement des frais de gestions variables : les frais sont provisionnés tous les jours en fonction d'une éventuelle surperformance. Par conséquent, lorsque que le fonds sous-performe, la provision diminue, amortissant la perte réelle du fonds. Ce mécanisme crée une opportunité d'arbitrage, en particulier pour des fonds de performance absolue. En effet, il est conseillé de souscrire le fonds lorsqu'il n'accumule pas de provisions et de le revendre dès que le fonds commence à provisionner car l'espérance de rendement a changé. Cela a conduit de nombreux hedge funds à introduire plusieurs parts pour le même fonds afin de pouvoir dissocier les frais de sur-performance en fonction du point d'entrée. Ce phénomène est connu sous le nom d'Equalisation (Connor et Woo, 2004).

3.2.5 Inéfficiency des stratégies d'assurance dans un contexte de taux négatifs

Dans un contexte de taux négatifs, les stratégies classiques ne sont pas toujours applicables. Les transformations dues aux politiques monétaires accommodantes sont multiples (Brand et al., 2010), en particulier avec l'apparition de taux négatifs. Ces mesures ont un impact sur le potentiel des stratégies d'assurance.

Les taux négatifs pour des obligations sans risque rendent inapplicables les stratégies d'assurance classiques. Par définition, le plancher représente la valeur actualisée du capital garanti. Afin d'assurer cet aspect, la valeur liquidative doit toujours être supérieure au plancher. Cependant, à l'état initial, lorsque le taux sans risque est négatif, le plancher est supérieur à la valeur initiale. Cela signifie que le fonds est dès le début totalement investi en actif non-risqué et ne sera jamais investi en actif risqué. Par conséquent, la performance du fonds à échéance est connue et cette valeur est inférieure à la garantie promise.

La table 3.1 présente l'impact du taux sans risque en fonction de l'horizon temporel de la stratégie CPPI. La recherche de rendement pour le taux sans risque pourrait entraîner une prise de risque (plus ou moins modérée) pouvant compromettre la garantie du capital.

TABLE 3.1 – Projection du capital initial nécessaire aux stratégies d'assurances de portefeuille assurant 100% du capital en fonction du taux sans risque et de l'horizon d'investissement.

Taux sans risque	1 an	2 ans	3 ans	5 ans	10 ans
-2 %	102.02	104.08	106.18	110.52	122.14
-1 %	101.01	102.02	103.05	105.13	110.52
1 %	99.00	98.02	97.04	95.12	90.48
2 %	98.02	96.08	94.18	90.48	81.87
5 %	95.12	90.48	86.07	77.88	60.65

Dans un environnement de taux négatifs, la stratégie CPPI ne peut être implémentée. Par essence, les stratégies d'assurance de portefeuille utilisent le taux sans risque afin de compenser à minima les pertes de l'actif risqué. Dans une telle configuration, l'actif risqué

doit être capable de générer avec une probabilité égale à 1 une performance positive, ce qui est absolument en contradiction avec la définition même d'un actif risqué.

De plus, un taux sans risque légèrement positif est insuffisant pour des stratégies ayant des maturités courtes. En effet, le niveau du plancher à l'état initial ne permet pas au coussin d'être suffisamment épais. Au premier choc de marché, la stratégie sera monétarisée.

Dans un environnement de taux bas ou négatifs, il est difficile de mettre en place une garantie à 100% du capital. Les investisseurs ont alors le choix entre allonger l'horizon d'investissement ou considérer des actifs légèrement risqués comme des actifs non risqués.

3.3 Méthode dynamique d'assurance de portefeuille dans un fonds ouvert aux souscriptions

Cette section propose une méthodologie visant à apporter une solution aux problèmes non résolus des fonds ouverts. La technique d'assurance de portefeuille suggérée est structurée selon trois grands principes : la protection de tous les investisseurs, la minimisation de l'impact de monétarisation, la diminution de l'impact d'un retournement de marché.

3.3.1 Méthodologie du modèle MultiPlancher

La première étape de la construction de MultiPlancher cherche à élaborer la protection du capital. Comme pour le CPPI, le niveau d'exposition du portefeuille évolue en fonction de la performance passée du fonds. Différents intervalles de temps et différents niveaux de protection sont pris en compte. L'évolution glissante de ces différents niveaux permet à la stratégie d'assurer que le capital d'un nouvel investisseur sera autant protégé que celui d'un investisseur plus ancien.

De plus, ce mécanisme limite l'impact de la monétarisation du fonds. L'analyse sur plusieurs intervalles de temps permet de limiter à court terme la perte maximale. Après une forte baisse de marché, même si le plancher est atteint, le portefeuille est progressivement

réinvesti au fur et à mesure du glissement des fenêtres d'observations.

Enfin, la méthodologie introduit une prise de profit progressive permettant de désinvestir progressivement après une forte hausse de marché. Ainsi, lors d'un renversement brusque de la performance de l'actif risqué, la performance de la stratégie est partiellement sauvegardée. La solution introduit ce mécanisme de prise de profit par l'introduction de plafonds à la hausse. Le niveau des plafonds peut être déterminé par le niveau des planchers et par un coefficient d'asymétrie. Ce coefficient représente le rapport entre le gain espéré et la perte maximale autorisée. Le mécanisme de l'exposition d'actif de la stratégie d'assurance de portefeuille avec plafond est similaire à celui d'un CPPI. Le taux d'exposition dépend de l'écart de la valeur liquidative avec les bornes définies par les planchers et les plafonds.

3.3.2 Formalisation explicite de la méthodologie MultiPlancher

Définissons k paires (t_k, α_k) où t_k représente un nombre de jours ouvrés et $\alpha_k \in [0, 1]$ le coefficient de protection. Le coefficient d'asymétrie est représenté par γ . L'équation suivante doit être vérifiée :

$$\forall k, \forall t, \alpha_k W_{t_k} \leq V_t \leq (1 + \gamma(1 - \alpha_k))V_{t_k}, \quad (3.1)$$

avec $W_{t_k} = \max(V_s)_{t_k \leq s \leq t}$ et V_t la valeur liquidative du fonds.

À tout moment la valeur liquidative V_t doit être supérieure au niveau de protection sur les différents intervalles de temps. De même, V_t doit être inférieure à la valeur maximale espérée sur chacun des intervalles de temps.

La solution permettant de respecter l'équation (3.1) s'obtient par la méthodologie du CPPI. Le coussin disponible se détermine explicitement par :

$$Coussin_t = \min_{t_k \leq s \leq t} (V_t - W_{t_k}, (1 + \gamma(1 - \alpha_k))V_{t_k} - V_t). \quad (3.2)$$

Enfin l'exposition de MultiPlancher à l'actif risqué est obtenue par :

$$\text{Actif Risqué}_t = \text{Coussin}_t * m \quad (3.3)$$

Avec m le multiple calibré en fonction du type de l'actif risqué.

3.3.3 Méthodologie de l'étude empirique

Les stratégies d'assurance de portefeuille de type CPPI sont dépendantes de l'ordre des variations des rentabilités de l'actif risqué. Ainsi, l'étude empirique doit être basée sur un grand nombre de séries afin de tester le comportement du modèle dans de nombreuses configurations de marché.

De nombreuses recherches ont montré que les rentabilités de nombreux actifs financiers ne présentent pas une distribution gaussienne. Afin de respecter la distribution initiale, j'utilise la famille de distributions de Johnson, qui permet une meilleure représentation des rentabilités effectivement observées (Naguez et Prigent, 2017 ; Simonato, 2012).

Distribution de Johnson

Les distributions de Johnson se décomposent en trois grandes familles de distributions. Elles permettent de modéliser tout type de distribution. Le concept introduit par Johnson repose sur la transformation d'une distribution normale par une fonction monotone. Les distributions de Johnson sont de trois types distincts : distributions lognormales, distributions non bornées, distributions bornées. Les différentes familles se distinguent par leur fonction monotone.

Une variable aléatoire X suivant une distribution de Johnson est définie par :

$$Z = \gamma + \delta g\left(\frac{X-\epsilon}{\lambda}\right)$$

où Z est une variable normale standard et $(\gamma, \delta, \epsilon, \lambda) \in \mathbb{R}^4$.

Distribution lognormale :

$$S_L : g(y) = \ln(y).$$

Distribution non bornée :

$$S_U : g(y) = \sinh^{-1}(y).$$

Distribution bornée :

$$S_B = \ln\left(\frac{y}{1-y}\right).$$

Le support Ω de chaque distribution est donné par :

$$\Omega = \begin{cases} S_L :]\epsilon, +\infty[\\ S_U :]-\infty, +\infty[\\ S_B :]\epsilon, \epsilon + \lambda[. \end{cases}$$

Estimation des distributions de Johnson

Il existe plusieurs méthodes pour déterminer les paramètres de la distribution.

La méthode des moments introduite par Johnson (1949) consiste à estimer les paramètres en fonction des quatre premiers moments de la distribution empirique. Les paramètres λ et δ sont déterminés par récursion, puis ϵ et λ sont déduits à l'aide d'une régression linéaire. La principale critique de cette méthode concerne l'approximation des estimations, qui peut être importante dans le cas d'échantillons de faible taille.

La deuxième méthode est une extension de la méthode des moments de Hill et al. (1976). Elle a été introduite afin de résoudre les problèmes présents dans l'approche précédente. Wheeler (1980) propose une méthode numérique permettant d'identifier la distance entre les queues et la partie centrale de la distribution (méthode des quantiles).

La table 3.2 montre la différence de résultats en fonction de la méthode d'approximation sur le MSCI Europe entre 2004 et 2019 inclus, avec une fréquence journalière.

TABLE 3.2 – Estimations des paramètres des distributions de Jonhson.

La table présente les paramètres de la distribution de Jonhson estimés par la méthode des moments de Hill et al. (1976) et par la méthode des quantiles Wheeler (1980) sur le MSCI Europe entre 2004 et 2019.

Méthode	γ	δ	ϵ	λ
Moments	-0.010	1.288	0.000	0.010
Quantiles	0.054	1.042	0.001	0.008

Wheeler (1980) justifie l'utilisation de la méthode des quantiles par une meilleure approximation des valeurs extrêmes. Dans la suite de l'analyse empirique, les simulations seront obtenues à partir des coefficients obtenus par la méthode des quantiles.

Calibrage des stratégies

La stratégie Buy-Hold permet de comparer la performance de MultiPlancher à celle du marché. Elle consiste à acheter une certaine quantité d'actifs et à la détenir jusqu'à maturité. Dans cette stratégie, aucun réajustement n'est effectué. Afin d'obtenir un niveau de risque similaire au modèle, à l'état initial, 25% du portefeuille est alloué en actif risqué.

Pour la stratégie CPPI, l'échéance est fixée à la durée de la période de test. La protection est définie à hauteur de 85 % du capital initial, ce qui permet d'obtenir une volatilité similaire aux autres stratégies. La protection du CPPI est inférieure aux autres stratégies afin de ne pas monétariser la stratégie au moindre choc de marché. En supposant que la probabilité d'observer une baisse du marché supérieure à 20% entre deux rebalancements soit nulle, le multiple à utiliser doit être de 5. Par construction, le taux d'exposition peut varier entre 0 et 100%. La fréquence de rebalancement utilisée est journalière.

La méthode de multiple CPPI noté MCCPI permet d'obtenir une version améliorée du CPPI dans un contexte d'horizon long. Comme vu précédemment, cette stratégie donne la

possibilité de réinvestir dans l'actif risqué après un état monétaire car plusieurs CPPI sont continuellement relancés. Par souci de clarté, je considérerai uniquement que 5 CPPI imbriqués protégeant chacun 95% du portefeuille. Comme pour la stratégie CPPI, un multiple de 5 est utilisé. Le taux d'exposition peut donc varier là encore entre 0 et 100%.

Toujours par souci de clarté, la solution MultiPlancher ne considérera que trois intervalles de temps : un an, six mois et un mois. Le portefeuille est protégé à hauteur de 90%, 93% et 95% respectivement. Comme pour la stratégie CPPI, un multiple de 5 sera utilisé. Le coefficient d'asymétrie est défini à 3. Cela signifie que l'espérance de gain maximale est de 15% sur un mois. La fréquence de rebalancement est journalière. Contrairement aux autres stratégies, le taux d'exposition peut varier entre 0 et 50%. La protection de tous les investisseurs ne permet pas à la stratégie d'être totalement investie. La table 3.3 récapitule les principales caractéristiques de chaque stratégie.

TABLE 3.3 – Tableau récapitulatif des paramètres des stratégies comparées

	Buy-Hold	CPPI	MCCPI	MultiPlancher
% d'actif risqué à l'état initial	25 %	75 %	25%	25%
Protection du capital	Aucune	85 %	95%	95%
Multiple	-	5	5	5
Rebalancement	Aucun	Journalier	Journalier	Journalier
Exposition maximale à l'actif risqué	-	100 %	100%	50%
Exposition minimale à l'actif risqué	-	0 %	0%	0%

3.3.4 Résultats et analyses

Étude empirique des rendements par la méthode des distributions de Johnson

A partir des paramètres estimés, 10 000 simulations de rentabilités d'actifs risqués suivant des distributions de Johnson sont créées pour des horizons d'investissement de 3, 5 et 10 ans. Puis, les résultats de chaque stratégie sont évalués sur chacune des simulations. Le tableau 3.4 présente les résultats moyens obtenus sur des stratégies à horizon 3, 5 et 10 ans.

TABLE 3.4 – Comparaison des différentes stratégies d’assurance de portefeuille à partir des rendements du Stoxx 600.

Le tableau présente les résultats de 10 000 simulations de stratégies d’assurance de portefeuille sur un horizon de 3,5 ou 10 ans. Rendement indique la moyenne des rendements annualisés de chaque stratégie. La volatilité est la moyenne des écarts-types des rendements. Les variables Perte 1 an et 6 mois sont définies par la moyenne des pertes maximales sur les périodes correspondantes. Perte 1 An (maxi) correspond à la pire perte sur une année de toutes les simulations confondues. Le ratio Oméga est défini par Keating et Shadwick (2002). Le taux de rotation définit la moyenne des pourcentages de rotation par stratégie. Jours de Monétarisation est défini par le pourcentage de jour désinvesti.

Moyenne	Buy-Hold	CPPI	MCCPI	MultiPlancher
Stratégies sur un horizon de 3 ans				
Rendements annualisés	0.59%	0.20%	0.45%	0.44%
Volatilité	6.78%	10.01%	8.01%	6.21%
Perte 1 An	-7.43%	-11.23%	-8.58%	-6.66%
Perte 6 mois	-7.83%	-11.78%	-8.73%	-6.03%
Perte 1 An (maxi)	-24.79%	-61.95%	-33.30%	-9.99%
Oméga ratio	1.028	0.951	0.985	1.011
Taux de rotation (par an)	0	75%	172%	237%
Jours de monétarisation (%)	0	10.15%	0.06%	0.25%
Stratégies sur un horizon de 5 ans				
Rendements	0.59%	0.12%	0.45%	0.32%
Volatilité	6.80%	9.13%	8.61%	6.17%
Perte 1 An	-12.06%	-16.81%	-13.44%	-7.76%
Perte 6 mois	-10.31%	-15.09%	-12.68%	-6.41 %
Perte 1 An (maxi)	-28.09%	-65.46%	-39.25%	-9.97%
Oméga ratio	1.024	0.945	1.005	1.018
Taux de rotation (par an)	0	55%	174%	239%
Jours de monétarisation (%)	0	10.72%	0.40%	0.89%
Stratégies sur un horizon de 10 ans				
Rendements annualisés	0.64%	0.14%	0.47%	0.40%
Volatilité	6.78%	10.18%	8.05%	5.87%
Perte 1 An	-13.51%	-18.20%	-15.32%	-8.80%
Perte 6 mois	-11.21%	-15.84%	-14.48%	-6.02%
Perte 1 An (maxi)	-27.60%	-65.88%	-41.13%	-9.97%
Oméga ratio	1.025	0.944	1.011	1.021
Taux de rotation (par an)	0	42%	172%	239%
Jours de monétarisation (%)	0	11.21%	0.33%	0.80%

Les résultats montrent de légères disparités de rendement. La stratégie Buy-Hold génère le meilleur rendement que ce soit pour des horizons d'investissement à 3, 5 ou 10 ans. Les rendements obtenus par les stratégies MCPPI et MultiPlancher sont similaires (0.40% par an). En comparaison, le CPPI classique a un rendement inférieur aux autres stratégies tout en ayant une volatilité supérieure indépendamment de l'horizon d'investissement.

Le tableau 3.4 montre également les limites des stratégies d'assurance de portefeuille dans un contexte de fonds ouvert, en particulier pour la protection du capital. La pire variation annuelle moyenne sur une période d'une année glissante est de -65% pour le CPPI sur dix ans alors que le CPPI devait protéger 85% du capital. Les résultats de protection du MCPPI sont également décevants puisque la perte maximale observée sur un horizon de 5 ans est de 40% . Au contraire, sur la totalité des variations annuelles possibles à travers toutes les simulations, la perte maximale observée de MultiPlancher est de 9.99% . Cette stratégie limite les variations, que ce soit sur un intervalle d'une année ou d'un semestre. Indépendamment des conditions de marché, seul MultiPlancher protège l'ensemble des investisseurs.

Concernant, le taux de rotation, seul celui du Buy-Hold est égal à zéro (par construction). Le CPPI a également un taux de rotation faible. Le taux de rotation est de 75% par année pour un CPPI à un horizon de trois années alors qu'il diminue pour atteindre seulement 42% pour un horizon de dix années. Cela peut s'expliquer par le fait que la stratégie est régulièrement en état de monétarisation pour de longs horizons d'investissements.

Du point de vue de l'oméga ratio, les performances sont similaires pour la stratégie Buy-Hold et MultiPlancher. Cela signifie que la solution MultiPlancher permet de limiter les pertes tout en obtenant la même performance qu'une stratégie Buy-Hold.

La robustesse de cette étude empirique a été testée en analysant les résultats obtenus si l'on considère les marchés actions américains, japonais ou émergents en lieu et place du marché européen. Les résultats disponibles en annexes (tables 3.6, 3.7 et 3.8) montrent des caractéristiques similaires. MultiPlancher propose une performance au sens de l'oméga ratio proche du Buy-Hold tandis que le CPPI sous-performe largement. Les résultats de la table 3.8 montrent toutefois que la stratégie MultiPlancher peut avoir une perte maximale supérieure

à 10%, qui s'explique par la distribution des rendements des marchés émergents. En effet, la perte journalière peut être supérieure à 20%, ce qui est contraire à l'hypothèse d'un multiple égale à 5.

Étude de la minimisation de l'impact de la monétarisation

Comme nous l'avons déjà mentionné, l'un des principaux risques pour une stratégie d'assurance dans un fonds ouvert est la monétarisation. Les mécanismes de plancher à la baisse mais également à la hausse ont pour objectif de protéger le capital de corrections violentes et rapides. La deuxième technique propre à MultiPlancher limitant le risque de monétarisation repose sur le fait que les niveaux de protection dépendent de plusieurs intervalles glissants. Ainsi, MultiPlancher peut réintroduire progressivement des actifs risqués dès que la baisse n'est plus dans la période d'observation.

D'un point de vue théorique, un CPPI à horizon 1 an et avec protection de capital à 84% peut atteindre dès le premier jour la totalité de la perte maximale autorisée. Au contraire, dans une stratégie de type MultiPlancher, ayant 250 intervalles de temps, la protection du capital est une fonction de \sqrt{t} . La figure 3.3 illustre les pertes maximales autorisées de chaque stratégie en fonction du temps.

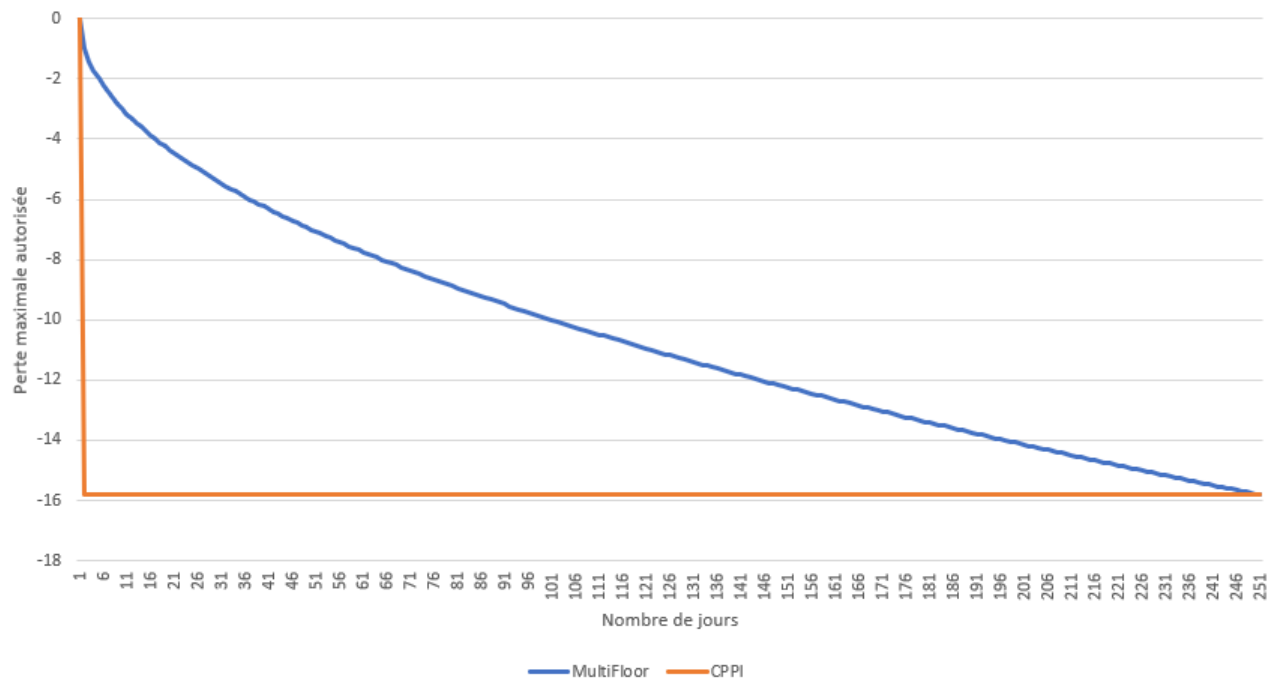


FIGURE 3.3 – Évolution de la perte maximale autorisée sur un an des stratégies CPPI et MultiFloor.

La probabilité de monétarisation du CPPI est plus forte que celle du MultiPlancher. Cela s'explique par le fait que MultiPlancher est toujours monétarisé si et seulement si le marché perd tous les jours le maximum journalier autorisé. Cette probabilité tend vers 0, et est nécessairement inférieure à la probabilité de monétarisation du CPPI sur une longue période.

La suite de cette section vise à montrer empiriquement que la solution MultiPlancher réduit le risque de monétarisation. Afin de mettre en évidence ce risque, les rentabilités journalières entre 2004 et 2019 du MSCI Europe sont utilisées. Les rentabilités de l'actif risqué sont réchantillonnées par la méthode de block-bootstrap avec des blocs d'une période de six mois. Pour chaque stratégie, le risque de monétarisation est comparé pour des stratégies avec un horizon d'investissement d'une à dix années. Les mêmes paramètres que ceux des simulations précédentes seront utilisés. La table 3.5 présente les résultats moyens obtenus à partir de 1000 simulations.

Les résultats de la table 3.5 montrent que le taux de monétarisation croît avec l'horizon

TABLE 3.5 – Comparaison du taux de monétarisation en fonction de l’horizon d’investissement.

Les rendements de l’actif risqué sont simulés par la méthode de block-bootstrap sur des périodes de six mois à partir du MSCI Europe. Les résultats représentent les résultats moyens obtenus à partir de 1000 simulations.

Horizon (année)	2	3	5	8	9	10
CPPI	0.70 %	1.42 %	3.81 %	8.66 %	9.97 %	18.04 %
MultiFloor	7.16%	5.32%	3.48%	2.82%	2.43%	2.31 %

d’investissement pour le CPPI et décroît pour MultiFloor. Il est plus faible à court terme (2-3 ans), mais cette relation s’inverse quand l’horizon s’allonge. Finalement, l’introduction de plusieurs intervalles de temps dans la stratégie MultiFloor a un impact négatif sur l’exposition du fonds mais permet à long terme de garder la capacité d’investir en actif risqué.

3.4 Conclusion

La recherche d'une protection de leur capital et la liquidité de placement ont toujours été des préoccupations importantes chez les investisseurs. Ces préoccupations se trouvent renforcées de nos jours par l'implémentation de nouvelles réglementations ou l'apparition des taux négatifs. Ces différents changements nécessitent de faire évoluer les stratégies classiques d'assurances de portefeuille. En s'appuyant sur la littérature existante, j'ai pu identifier les différentes problématiques qui découlent de l'intégration des stratégies d'assurance dans un fonds ouvert. La protection de tous les investisseurs, le risque de gap ou de monétarisation sont des points nécessitant une attention toute particulière.

Ce chapitre propose une solution MultiPlancher intégrant la performance passée sur plusieurs intervalles de temps. L'exposition à l'actif risqué dépend à la fois d'une protection à la baisse et de prises de profits. Ainsi, le portefeuille est progressivement désensibilisé aux variations de l'actif risqué lors d'une forte baisse ou d'une forte hausse. La méthode permet également une protection de tous les clients indépendamment de leur date d'entrée/sortie dans le fonds. La particularité de la stratégie repose sur l'introduction d'un coussin à la hausse. Cette technique permet à la fois de réduire l'effet momentum de la stratégie, mais également de réduire le risque lorsque le portefeuille a atteint son objectif. Par construction, la stratégie n'augmente pas la probabilité d'un risque de gap. Même si la stratégie utilise de nombreux intervalles de temps, le risque de gap est le même pour l'ensemble des périodes. Enfin, la stratégie est implémentable dans un environnement de taux négatifs. Il suffit que les niveaux de protection soient calibrés de sorte que la valeur actualisée des planchers soit inférieure à la valeur initiale du portefeuille.

Les résultats de l'étude empirique menée sur plusieurs horizons d'investissement et sur plusieurs zones géographique mettent en évidence que la stratégie proposée est plus stable et améliore la performance en termes de ratio oméga relativement à la stratégie CPPI. De plus, le risque de monétarisation est limité, permettant de mettre en place la stratégie sur un horizon d'investissement long.

La solution MultiPlancher ajuste linéairement l'exposition tandis qu'il pourrait être intéressant d'utiliser des fonctions exponentielles afin de gagner en réactivité. Des recherches futures pourront être menées afin d'appliquer ce type de stratégie à des portefeuilles ayant plusieurs actifs risqués. Il pourrait être intéressant d'appliquer localement mais aussi globalement le modèle d'assurance afin d'ajuster le niveau d'exposition de chaque stratégie.

3.5 Annexes

Résultats sur des simulations issue du S&P500, du Topix ou du MSCI Emergent.

TABLE 3.6 – Comparaison des différentes stratégies d’assurance de portefeuille à partir des rendements du S&P500.

Le tableau présente les résultats de 10000 simulations de stratégies d’assurance de portefeuille sur un horizon de 3,5 ou 10 ans. Les paramètres de la distribution de Johnson estimé à partir des rentabilités du SP500 entre 2004 et 2019 sont $\gamma=-0.10$, $\delta =1.09$, $\epsilon=-0.00$, $\lambda=0.01$. Rendement indique la moyenne des rendements annualisés de chaque stratégie. La volatilité est la moyenne des écarts-types des rendements. Les variables Perte 1 an et 6 mois sont définies par la moyenne des pertes maximales sur les périodes correspondantes. Perte 1 An (maxi) correspond à la pire perte sur une année de toutes les simulations confondues. Le ratio Oméga est défini par Keating et Shadwick (2002). Le taux de rotation définit la moyenne des pourcentages de rotation par stratégie. Jour de Monétarisation est défini par le pourcentage de jour désinvesti.

Moyenne	Buy-Hold	CPPI	MCCPI	MultiPlancher
Stratégies sur un horizon de 3 ans				
Rendements annualisés	0.66 %	0.27 %	0.54%	0.51%
Volatilité	6.98%	10.33%	8.35%	6.36%
Perte 1 An	-7.60%	-11.27%	-8.81%	-6.78%
Perte 6 mois	-7.96%	-11.79%	-8.95%	-6.06%
Perte 1 An (maxi)	-26.07%	-61.50%	-41.76%	-9.31%
Oméga ratio	1.032	0.948	0.986	1.014
Taux de rotation (par an)	0	73%	172%	238%
Pourcentage de jours de monétarisation	0	9.37%	0.67%	2.43%
Stratégies sur un horizon de 5 ans				
Rendements annualisés	0.71 %	0.36 %	0.56%	0.35%
Volatilité	6.99%	9.41%	8.88%	6.30%
Perte 1 An	-12.17%	-16.85%	-13.65%	-8.20%
Perte 6 mois	-10.43%	-15.15%	-12.94%	-6.45%
Perte 1 An (maxi)	-28.62%	-66.52%	-40.61%	-9.77%
Oméga ratio	1.028	0.944	1.009	1.021
Taux de rotation (par an)	0	50%	169%	236%
Pourcentage de jours de monétarisation	0	27.87%	0.12%	2.64%
Stratégies sur un horizon de 10 ans				
Rendements annualisés	0.70 %	0.16 %	0.50%	0.42%
Volatilité	6.99%	8.56%	9.05%	6.31%
Perte 1 An	-13.69%	-18.21%	-15.61%	-8.87%
Perte 6 mois	-11.36%	-16.03%	-14.83%	-6.24%
Perte 1 An (maxi)	-27.77%	-67.48%	-39.82%	-9.85%
Oméga ratio	1.027	0.941	1.013	1.023
Taux de rotation (par an)	0	40%	163%	235%
Pourcentage de jours de monétarisation	0	37.71%	0.13%	3.23%

TABLE 3.7 – Comparaison des différentes stratégies d’assurance de portefeuille à partir des rendements du Topix.

Le tableau présente les résultats de 10000 simulations de stratégies d’assurance de portefeuille sur un horizon de 3,5 ou 10 ans. Les paramètres de la distribution de Johnson estimé à partir des rentabilités du Topix entre 2004 et 2019 sont $\gamma=-0.16$, $\delta =1.31$, $\epsilon=-0.00$, $\lambda=0.02$. Rendement indique la moyenne des rendements annualisés de chaque stratégie. Rendement indique la moyenne des rendements annualisés de chaque stratégie. La volatilité est la moyenne des écarts-types des rendements. Les variables Perte 1 an et 6 mois sont définies par la moyenne des pertes maximales sur les périodes correspondantes. Perte 1 An (maxi) correspond à la pire perte sur une année de toutes les simulations confondues. Le ratio Oméga est défini par Keating et Shadwick (2002). Le taux de rotation définit la moyenne des pourcentages de rotation par stratégie. Jour de Monétarisation est défini par le pourcentage de jour désinvesti.

Moyenne	Buy-Hold	CPPI	MCCPI	MultiPlancher
Stratégies sur un horizon de 3 ans				
Rendements	-0.66 %	-0.98 %	-0.69%	-0.13%
Volatilité	6.51%	7.38%	7.05%	5.81%
Perte 1 An	-8.43%	-9.53%	-10.57%	-7.76%
Perte 6 mois	-8.12%	-9.36%	-8.19%	-6.02%
Perte 1 An (maxi)	-25.12%	-64.12%	-33.86%	-9.81%
Oméga ratio	0.992	0.916	0.951	0.975
Taux de rotation (par an)	0	68%	169%	226%
Jour de monétarisation	0	14.20%	0.69%	1.18%
Stratégies sur un horizon de 5 ans				
Rendements	-0.63 %	-0.71 %	-0.68%	-0.35%
Volatilité	6.51%	5.71%	7.45%	5.78%
Perte 1 An	-12.68%	-12.20%	-12.75%	-8.32%
Perte 6 mois	-10.42%	-10.76%	-11.72%	-6.37%
Perte 1 An (maxi)	-29.31%	-59.63%	-37.50%	-9.95%
Oméga ratio	0.989	0.907	0.971	0.981
Taux de rotation (par an)	0	34%	161%	225%
Jour de monétarisation	0	17.72%	0.43%	0.64%
Stratégies sur un horizon de 10 ans				
Rendements	-0.68 %	-0.62 %	-0.73%	-0.43%
Volatilité	6.54%	5.22%	7.56%	5.87%
Perte 1 An	-14.01%	-13.27%	-14.43%	-8.89%
Perte 6 mois	-11.30%	-11.54%	-13.28%	-6.58%
Perte 1 An (maxi)	-28.31%	-68.29%	-38.61%	-9.91%
Oméga ratio	0.987	0.902	0.975	0.983
Taux de rotation (par an)	0	30%	177%	223%
Jour de monétarisation	0	14.47%	0.36%	0.55%

TABLE 3.8 – Comparaison des différentes stratégies d’assurance de portefeuille à partir des rendements du MSCI Emergent.

Le tableau présente les résultats de 10000 simulations de stratégies d’assurance de portefeuille sur un horizon de 3,5 ou 10 ans. Les paramètres de la distribution de Johnson estimé à partir des rentabilités du MSCI Emergent entre 2004 et 2019 sont $\gamma=-0.21$, $\delta =1.42$, $\epsilon=-0.00$, $\lambda=0.02$. Rendement indique la moyenne des rendements annualisés de chaque stratégie. Volatilité indique la moyenne des rendements annualisés de chaque stratégie. La volatilité est la moyenne des écarts-types des rendements. Les variables Perte 1 an et 6 mois sont définies par la moyenne des pertes maximales sur les périodes correspondantes. Perte 1 An (maxi) correspond à la pire perte sur une année de toutes les simulations confondues. Le ratio Oméga est défini par Keating et Shadwick (2002). Le taux de rotation définit la moyenne des pourcentages de rotation par stratégie. Jour de Monétarisation est défini par le pourcentage de jour désinvesti.

Moyenne	Buy-Hold	CPPI	MCCPI	MultiPlancher
Stratégies sur un horizon de 3 ans				
Rendements	0.17 %	-0.10 %	0.08%	0.14%
Volatilité	5.93%	9.08%	6.80%	5.71%
Perte 1 An	-6.93%	-10.54%	-7.61%	-6.44%
Perte 6 mois	-7.10%	-10.87%	-7.64%	-5.78%
Perte 1 An (maxi)	-23.01%	-56.04%	-33.34%	-9.84%
Oméga ratio	1.015	0.949	0.978	1.000
Taux de rotation (par an)	0	85%	163%	235%
Jour de monétarisation	0	67.21%	0.23%	0.98%
Stratégies sur un horizon de 5 ans				
Rendements	0.22 %	-0.27 %	0.10%	0.11%
Volatilité	5.94%	7.94%	7.17%	5.69%
Perte 1 An	-10.91%	-15.39%	-11.61%	-7.89%
Perte 6 mois	-9.22%	-13.64%	-10.76%	-6.18%
Perte 1 An (maxi)	-24.47%	-62.11%	-40.00%	-10.41%
Oméga ratio	1.012	0.943	0.996	1.004
Taux de rotation (par an)	0	59%	162%	233%
Jour de monétarisation	0	8.75%	0.15%	0.35%
Stratégies sur un horizon de 10 ans				
Rendements	0.19 %	-0.15 %	0.08%	0.10%
Volatilité	5.94%	7.41%	7.30%	5.71%
Perte 1 An	-12.28%	-16.89%	-13.08%	-8.56%
Perte 6 mois	-10.01%	-14.69%	-12.14%	-6.41%
Perte 1 An (maxi)	-24.72%	-62.72%	-33.39%	-9.95%
Oméga ratio	1.011	0.943	1.001	1.007
Taux de rotation (par an)	0	47%	161%	233%
Jour de monétarisation	0	9.59%	0.13%	0.31%

Bibliographie du chapitre 3

- (1) AMEUR, H. B. et PRIGENT, J.-L. (2011). CPPI method with a conditional floor. *International Journal of Business* 16, 218.
- (2) AMIHUD, Y. et MENDELSON, H. (1986). Liquidity and Stock Returns. *Financial Analysts Journal* 42, 43-48.
- (3) ANNAERT, J., OSSELAER, S. V. et VERSTRAETE, B. (2009). Performance evaluation of portfolio insurance strategies using stochastic dominance criteria. *Journal of Banking & Finance* 33, 272-280.
- (4) BAHAJI, H. (2014). Equity portfolio insurance against a benchmark: Setting, replication and optimality. *Economic Modelling* 40, 382-391.
- (5) BALDER, S., BRANDL, M. et MAHAYNI, A. (2009). Effectiveness of CPPI strategies under discrete-time trading. *Journal of Economic Dynamics and Control* 33, 204-220.
- (6) BEN AMEUR, H. et PRIGENT, J. (2014). Portfolio insurance: Gap risk under conditional multiples. *European Journal of Operational Research* 236, 238-253.
- (7) BEN-AMEUR, H., BRETON, M. et MARTINEZ, J.-M. (2009). Dynamic Programming Approach for Valuing Options in the GARCH Model. *Management Science* 55, 252-266.
- (8) BENNINGA, S. et BLUME, M. (1985). On the Optimality of Portfolio Insurance. *The Journal of Finance* 40, 1341-1352.
- (9) BERTRAND, P. et PRIGENT, J.-L. (2001). Portfolio insurance strategies: OBPI versus CPPI. *University of CERGY Working paper*.

- (10) BERTRAND, P. et PRIGENT, J.-l. (2011). Omega performance measure and portfolio insurance. *Journal of Banking & Finance* 35, 1811-1823.
- (11) BHATTACHARYA, M. (1980). Empirical Properties of the Black-Scholes Formula Under Ideal Conditions. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 15, 1081.
- (12) BLACK, F. et JONES, R. W. (1987). Simplifying portfolio insurance. *The Journal of Portfolio Management* 14, 48-51.
- (13) BLACK, F. et PEROLD, A. (1992). Theory of constant proportion portfolio insurance. *Journal of Economic Dynamics and Control* 16, 403-426.
- (14) BLACK, F. et SCHOLES, M. (1973). The Pricing of Options and Corporate Liabilities. *The Journal of Political Economy* 81, 637-654.
- (15) BOOKSTABER, R. et LANGSAM, J. A. (2000). Portfolio insurance trading rules. *Journal of Futures Markets* 20, 41-57.
- (16) BRAND, C., BUNCIC, D. et TURUNEN, J. (2010). The impact of ECB monetary policy decisions and communication on the yield curve. *Journal of the European Economic Association* 8, 1266-1298.
- (17) BRANGER, N., MAHAYNI, A. et SCHNEIDER, J. C. (2010). On the optimal design of insurance contracts with guarantees. *Insurance: Mathematics and Economics* 46, 485-492.
- (18) CARR, P. P. et JARROW, R. A. (1990). The stop-loss start-gain paradox and option valuation: A new decomposition into intrinsic and time value. *The Review of Financial Studies* 3, 469-492.
- (19) CESARI, R. et CREMONINI, D. (2003). Benchmarking, portfolio insurance and technical analysis: a Monte Carlo comparison of dynamic strategies of asset allocation. *Journal of Economic Dynamics and Control* 27, 987-1011.
- (20) CHEN, J., CHANG, C., HOU, J. et LIN, Y. (2008). Dynamic proportion portfolio insurance using genetic programming with principal component analysis. *Expert Systems with Applications* 35, 273-278.
- (21) CONNOR, G. et WOO, M. (2004). An introduction to hedge funds.

- (22) CONT, R. et TANKOV, P. (2009). Constant proportion portfolio insurance in the presence of jumps in asset prices. *Mathematical Finance: An International Journal of Mathematics, Statistics and Financial Economics* 19, 379-401.
- (23) COX, J. C. et LELAND, H. E. (2000). On dynamic investment strategies. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 22.
- (24) AL-DARWISH, A., HAFEMAN, M., IMPAVIDO, G., KEMP, M. et O'MALLEY, P., *Possible unintended consequences of Basel III and Solvency II*; International Monetary Fund : 2011.
- (25) DE LONG, J. B. et SHLEIFER, A. The Bubble of 1929: Evidence from Closed-End Funds., en, rapp. tech. w3523, Cambridge, MA : National Bureau of Economic Research, 1990.
- (26) DICHTL, H., DROBETZ, W. et WAMBACH, M. (2017). A bootstrap-based comparison of portfolio insurance strategies. *The European Journal of Finance* 23, 31-59.
- (27) EDELEN, R. M. (1999). Investor flows and the assessed performance of open-end mutual funds. *Journal of Financial Economics*, 28.
- (28) EL KAROUI, N., JEANBLANC, M. et LACOSTE, V. (2005). Optimal portfolio management with American capital guarantee. *Journal of Economic Dynamics and Control* 29, 449-468.
- (29) EL KAROUI, N. et MEZIOU, A. (2006). Constrained optimization with respect to stochastic dominance: application to portfolio insurance. *Mathematical Finance* 16, 103-117.
- (30) ENGLE, R. F. et MANGANELLI, S. (2004). CAViaR: Conditional Autoregressive Value at Risk by Regression Quantiles. *Journal of Business & Economic Statistics* 22, 367-381.
- (31) ESTEP, T. et KRITZMAN, M. (1988). TIPP: Insurance without complexity. *The Journal of Portfolio Management* 14, 38-42.
- (32) HAMIDI, B., MAILLET, B. B. et PRIGENT, J.-L. in *Proceedings of the 1st EIF International Financial Research Forum, Economica*, 2009.

-
- (33) HAMIDI, B., MAILLET, B. et PRIGENT, J.-L. (2014). A dynamic autoregressive expectile for time-invariant portfolio protection strategies. *Journal of Economic Dynamics and Control* 46, 1-29.
- (34) HECKEL, T., POIRRIER-HAMON, A. et WOUTERS, A. (2012). Determining a strategic asset allocation in a Solvency II framework. *Tech. rep. BNP Paribas Investments Partners* 46, DOI : [10.1016/j.insmatheco.2010.01.006](https://doi.org/10.1016/j.insmatheco.2010.01.006).
- (35) HILL, I., HILL, R. et HOLDER, R. (1976). Algorithm AS 99: Fitting Johnson curves by moments. *Journal of the royal statistical society. Series C (Applied statistics)* 25, 180-189.
- (36) JESSEN, C. (2014). Constant proportion portfolio insurance: Discrete-time trading and gap risk coverage. *Journal of Derivatives* 21, 36.
- (37) JIANG, C., MA, Y. et AN, Y. (2009). The effectiveness of the VaR-based portfolio insurance strategy: An empirical analysis. *International Review of Financial Analysis* 18, 185-197.
- (38) JOHNSON, N. L. (1949). Systems of Frequency Curves Generated by Methods of Translation. *Biometrika* 36, 149-176.
- (39) KEATING, C. et SHADWICK, W. F. (2002). A universal performance measure. *Journal of performance measurement* 6, 59-84.
- (40) KEYNES, J. M. (1936). The General Theory of Employment, Interest and Money. *The General Theory of Employment, Interest and Money* 1936.
- (41) KHUMAN, A., CONSTANTINOU, N. et PHELPS, S. (2012). Constant Proportion Portfolio Insurance Strategies under Cumulative Prospect Theory with Reference Point Adaptation. *SSRN Electronic Journal*, DOI : [10.2139/ssrn.2109551](https://doi.org/10.2139/ssrn.2109551).
- (42) LEE, H.-I., CHIANG, M.-H. et HSU, H. (2008). A new choice of dynamic asset management: the variable proportion portfolio insurance. *Applied Economics* 40, 2135-2146.
- (43) LELAND, H. E. in *Uncertainty in Economics*; Elsevier : 1978, p. 127-139.
- (44) LELAND, H. E. (1985). Option Pricing and Replication with Transactions Costs. *The Journal of Finance* 40, 1283-1301.

- (45) LELAND, H. E. (1988). Portfolio Insurance and October 19th. *California Management Review* 30, 80-89.
- (46) LELAND, H. et RUBINSTEIN, M. (1976). Portfolio insurance: A guide to dynamic hedging. *The evolution of portfolio insurance*.
- (47) MATENDA, F. R., CHIKODZA, E. et GUMBO, V. (2015). Measuring gap risk for constant proportion portfolio insurance strategies in uncertain markets. *Journal of Mathematics and Statistical Science* 2015, 18-31.
- (48) NAGUEZ, N. et PRIGENT, J.-L. (2017). Optimal portfolio positioning within generalized Johnson distributions. *Quantitative Finance* 17, 1037-1055.
- (49) PEROLD, A. F. et SHARPE, W. F. (1995). Dynamic strategies for asset allocation. *Financial Analysts Journal* 51, 149-160.
- (50) PÉZIER, J. et SCHELLER, J. (2013). Best portfolio insurance for long-term investment strategies in realistic conditions. *Insurance: Mathematics and Economics* 52, 263-274.
- (51) PRIGENT, J.-L. et BERTRAND, P. (2003). Portfolio insurance strategies: A comparison of standard methods when the volatility of the stock is stochastic. *International Journal of Business* 8.
- (52) RAKOWSKI, D. (2010). Fund flow volatility and performance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 45, 223-237.
- (53) RUBINSTEIN, M. (1985). Alternative Paths to Portfolio Insurance. *Financial Analysts Journal* 41, 42-52.
- (54) SCHIED, A. (2014). Model-free CPPI. *Journal of Economic Dynamics and Control* 40, 84-94.
- (55) SIMONATO, J.-G. (2012). GARCH processes with skewed and leptokurtic innovations: Revisiting the Johnson Su case. *Finance Research Letters* 9, 213-219.
- (56) TANKOV, P. (2008). Pricing and hedging gap risk. *Available at SSRN 1263352*.
- (57) WENG, C. (2014). Discrete-Time CPPI Under Transaction Cost and Regime Switching. *SSRN Electronic Journal*, DOI : [10.2139/ssrn.2432233](https://doi.org/10.2139/ssrn.2432233).

- (58) WHEELER, R. E. (1980). Quantile estimators of Johnson curve parameters. *Biometrika*, 725-728.
- (59) WHITE, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica* 48, 817.
- (60) ZAGST, R. et KRAUS, J. (2011). Stochastic dominance of portfolio insurance strategies: OBPI versus CPPI. *Annals of Operations Research* 185, 75-103.
- (61) ZHANG, T., ZHOU, H., LI, L. et GU, F. (2015). Optimal rebalance rules for the constant proportion portfolio insurance strategy – Evidence from China. *Economic Systems* 39, 413-422.
- (62) ZIELING, D., MAHAYNI, A. et BALDER, S. (2014). Performance evaluation of optimized portfolio insurance strategies. *Journal of Banking & Finance* 43, 212-225.

Conclusion générale

Dans un climat économique devenu incertain et extrêmement concurrentiel, les sociétés de gestion doivent s'adapter aux transformations de leur cadre d'activité. Les évolutions réglementaires et les conditions de marchés nécessitent d'innover ainsi que de diversifier les sources d'informations. Les recherches présentées dans cette thèse portent sur les conséquences du fort développement des ETF, qui sont à la fois des concurrents et des partenaires des OPCVM classiques. La structure de frais plus faible et la liquidité intra-journalière font que les ETF sont particulièrement attractifs. De plus, la transparence de ces fonds sur l'ensemble des classes d'actifs fournissent de nouvelles opportunités pour la gestion classique.

Le premier chapitre de cette thèse examine les impacts du développement des ETF sur les sous-jacents. La convergence des flux vers les ETF a pour conséquence de changer la répartition du type d'investisseur détenant les sous-jacents. Ce chapitre vise à comprendre les effets engendrés par l'introduction des ETF obligataires. Je mets en évidence que les effets sur le rendement et la liquidité sont plus forts lors de l'entrée dans un ETF que lors de la sortie. Les résultats montrent que les ETF diminuent le rendement et augmentent la liquidité des obligations sous-jacentes. La persistance de l'augmentation de la liquidité peut provenir de différents facteurs comme le biais de renommée, la certification ou la production de nouvelles informations. Du point de vue de l'industrie de la gestion d'actifs, ce chapitre a des implications pratiques puisqu'une attention particulière doit être portée sur le pourcentage de détention par les ETF des titres existants. Ces informations doivent être complétées par l'historique de détention. Ces premiers résultats ouvrent de nombreuses perspectives. Les résultats méritent d'être étendus à un marché plus mature, comme le marché américain. Il pourra également être intéressant d'observer l'évolution dans le temps de cette prime, sa

compréhension pouvant permettre d'identifier d'autres facteurs explicatifs.

Le deuxième chapitre se concentre sur l'information contenue dans les ETF. La transparence des ETF est nouvelle pour certaines classes d'actifs comme les obligations de haut rendement. Ce chapitre vise à comprendre les facteurs expliquant la différence entre le prix coté et la valeur liquidative. Cette prime apparaît comme étant le reflet d'un stress du marché sous-jacent. La suite de ce deuxième chapitre détaille une méthodologie permettant de construire un indicateur de stress propre à chaque marché. La construction d'un indicateur s'adaptant aux particularités de chaque marché permet de comparer chaque jour les niveaux de stress entre différentes classes d'actifs. En période de grande incertitude, il est alors possible de suivre la propagation du stress à travers les différentes classes d'actifs. La mesure proposée présente une relation positive et significative avec les indicateurs de stress couramment utilisés. Ce chapitre ouvre la voie à deux grandes pistes de recherche. Tout d'abord, la qualité des informations disponibles peut varier entre les différents ETF. L'investigation de facteurs explicatifs pourrait mener à des pondérations différentes entre les différents ETF d'une même classe d'actif. La seconde piste d'exploration à poursuivre consiste à extraire du premium une mesure de sentiment de marché.

Le dernier chapitre explore les nouvelles possibilités offertes par la présence des ETF pour l'implémentation de nouvelles stratégies quantitatives. Ce chapitre explore les conséquences de l'intégration d'une stratégie d'assurance de portefeuille dans un fonds ouvert. La protection de tous les investisseurs, le risque de gap ou de monétarisation sont des points nécessitant une attention toute particulière de la part de la société de gestion. Le chapitre propose un modèle permettant d'intégrer ce type de stratégie dans un fonds ouvert. Le modèle nommé MultiPlancher ajuste linéairement le taux d'exposition à un actif risqué en fonction de ses objectifs de gains et de ses pertes maximales autorisées. La construction du modèle permet de protéger l'ensemble des investisseurs indépendamment de la période de souscription et de limiter l'effet momentum des stratégies d'assurance de portefeuille classique. L'étude empirique montre que le MultiFloor est une solution permettant de diminuer la perte maximale sans affecter la performance globale des investissements. Preuve d'une certaine attente auprès de solutions de ce type, les travaux de ce chapitre ont été mis en place dans deux fonds

ouverts aux souscriptions-rachats.

Le développement des ETF sur l'ensemble des classes d'actifs de nombreuses zones géographiques ouvre la voie à de nouvelles sources d'informations. De nombreuses stratégies précédemment trop coûteuse à mettre en place peuvent désormais être revisitées. Le débat sur l'influence de la gestion passive et des ETF a pris une telle importance dans l'actualité financière qu'il semble prometteur de poursuivre des recherches dans cette voie. Ainsi, mes futurs travaux s'orientent vers l'analyse et l'exploitation de ces nombreuses données désormais disponibles.

Bibliographie générale

- (1) AGARWAL, V., HANOUNA, P., MOUSSAWI, R. et STAHEL, C. W. (2018). Do ETFs increase the commonality in liquidity of underlying stocks?
- (2) ALMGREN, R. (2012). Optimal trading with stochastic liquidity and volatility. *SIAM Journal on Financial Mathematics* 3, 163-181.
- (3) ALTMAN, E. I. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The journal of finance* 23, 589-609.
- (4) AMIHUD, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of financial markets* 5, 31-56.
- (5) ANDERSON, S. C. (1986). Closed-end funds versus market efficiency. *The Journal of Portfolio Management* 13, 63-65.
- (6) APPEL, I. R., GORMLEY, T. A. et KEIM, D. B. (2016). Passive investors, not passive owners. *Journal of Financial Economics* 121, 111-141.
- (7) ARTETA, C., KOSE, M. A., STOCKER, M. et TASKIN, T. (2018). Implications of negative interest rate policies: An early assessment. *Pacific Economic Review* 23, 8-26.
- (8) BANZ, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of financial economics* 9, 3-18.
- (9) BARBER, B. M. (2007). Monitoring the monitor: Evaluating CalPERS' activism. *The Journal of Investing* 16, 66-80.
- (10) BEBER, A., BRANDT, M. W. et KAVAJECZ, K. A. (2008). Flight-to-quality or flight-to-liquidity? Evidence from the euro-area bond market. *The Review of Financial Studies* 22, 925-957.

- (11) BEN-DAVID, I., FRANZONI, F. et MOUSSAWI, R. (2018). Do ETFs increase volatility? *The Journal of Finance* 73, 2471-2535.
- (12) BEN-REPHAEL, A., KANDEL, S. et WOHL, A. (2012). Measuring investor sentiment with mutual fund flows. *Journal of Financial Economics* 104, 363-382.
- (13) BENEISH, M. D. et WHALEY, R. E. (2002). S&P 500 index replacements. *The Journal of Portfolio Management* 29, 51-60.
- (14) BLACK, F., JENSEN, M. C., SCHOLES, M. et al. (1972). The capital asset pricing model: Some empirical tests. *Studies in the theory of capital markets* 81, 79-121.
- (15) CARHART, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of finance* 52, 57-82.
- (16) CHAKRABARTI, R., HUANG, W., JAYARAMAN, N. et LEE, J. (2005). Price and volume effects of changes in MSCI indices—nature and causes. *Journal of Banking & Finance* 29, 1237-1264.
- (17) CHEN, H., NORONHA, G. et SINGAL, V. (2004). The price response to S&P 500 index additions and deletions: Evidence of asymmetry and a new explanation. *The Journal of Finance* 59, 1901-1930.
- (18) CHERNENKO, S. et SUNDERAM, A. Liquidity transformation in asset management: Evidence from the cash holdings of mutual funds., rapp. tech., National Bureau of Economic Research, 2016.
- (19) CHRISTENSEN, J. H. et RUDEBUSCH, G. D. in *Dynamic Factor Models*; Emerald Group Publishing Limited : 2016, p. 75-125.
- (20) COCHRAN, P. L. et WOOD, R. A. (1984). Corporate social responsibility and financial performance. *Academy of management Journal* 27, 42-56.
- (21) COCHRANE, J. H. (2011). Presidential address: Discount rates. *The Journal of finance* 66, 1047-1108.
- (22) COVAL, J. et STAFFORD, E. (2007). Asset fire sales (and purchases) in equity markets. *Journal of Financial Economics* 86, 479-512.

- (23) DAMEL, P. et RIBAU-PELTRE, N. in *Modelling, Computation and Optimization in Information Systems and Management Sciences*; Springer : 2015, p. 389-399.
- (24) DANNHAUSER, C. D. (2017). The impact of innovation: Evidence from corporate bond exchange-traded funds (ETFs). *Journal of Financial Economics* 125, 537-560.
- (25) DAROLLES, S., LE FOL, G., LU, Y. et SUN, T. R. (2018). Bivariate INAR Processes with Application to Mutual Fund Share Purchase/Redemption Counts.
- (26) DATAR, V. T., NAIK, N. Y. et RADCLIFFE, R. (1998). Liquidity and stock returns: An alternative test. *Journal of Financial Markets* 1, 203-219.
- (27) DE CARVALHO, R. L., DUGNOLLE, P., LU, X. et MOULIN, P. (2014). Low-risk anomalies in global fixed income: Evidence from major broad markets. *The Journal of Fixed Income* 23, 51-70.
- (28) EDWARDS, F. R. et ZHANG, X. (1998). Mutual funds and stock and bond market stability. *Journal of Financial Services Research* 13, 257-282.
- (29) ELTON, E. J., GRUBER, M. J., AGRAWAL, D. et MANN, C. (2001). Explaining the rate spread on corporate bonds. *the journal of finance* 56, 247-277.
- (30) FAMA, E. F. et FRENCH, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *the Journal of Finance* 47, 427-465.
- (31) FAMA, E. F. et FRENCH, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics* 33, 3-56.
- (32) FAMA, E. F. et FRENCH, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of financial economics* 116, 1-22.
- (33) FANT, L. F. (1999). Investment behavior of mutual fund shareholders: The evidence from aggregate fund flows. *Journal of Financial Markets* 2, 391-402.
- (34) FELDHÜTTER, P. (2012). The same bond at different prices: identifying search frictions and selling pressures. *The Review of Financial Studies* 25, 1155-1206.
- (35) FRIDSON, M. S. et STERLING, K. (2006). Fallen angels: A separate and superior asset class. *The Journal of Fixed Income* 16, 22-29.

- (36) FRIEDE, G., BUSCH, T. et BASSEN, A. (2015). ESG and financial performance: aggregated evidence from more than 2000 empirical studies. *Journal of Sustainable Finance & Investment* 5, 210-233.
- (37) GELDERBLOM, O. et JONKER, J. (2004). Completing a financial revolution: the finance of the Dutch East India trade and the rise of the Amsterdam capital market, 1595–1612. *The journal of economic history* 64, 641-672.
- (38) GLOSTEN, L. R. et HARRIS, L. E. (1988). Estimating the components of the bid/ask spread. *Journal of financial Economics* 21, 123-142.
- (39) GLOSTEN, L., NALLAREDDY, S. et ZOU, Y. (2016). ETF trading and informational efficiency of underlying securities. *Unpublished working Paper*.
- (40) GOETZMANN, W. N. et MASSA, M. (2002). Daily momentum and contrarian behavior of index fund investors. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 37, 375-389.
- (41) GOYENKO, R., SUBRAHMANYAM, A. et UKHOV, A. (2011). The term structure of bond market liquidity and its implications for expected bond returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 46, 111-139.
- (42) HAMM, S. J. (2014). The effect of ETFs on stock liquidity. *Available at SSRN 1687914*.
- (43) HARVEY, C. R., LIU, Y. et ZHU, H. (2016). ... and the cross-section of expected returns. *The Review of Financial Studies* 29, 5-68.
- (44) HE, Z. et MILBRADT, K. (2014). Endogenous liquidity and defaultable bonds. *Econometrica* 82, 1443-1508.
- (45) HEGDE, S. P. et MCDERMOTT, J. B. (2003). The liquidity effects of revisions to the S&P 500 index: An empirical analysis. *Journal of Financial Markets* 6, 413-459.
- (46) ISRAEL, R., PALHARES, D. et RICHARDSON, S. A. (2017). Common factors in corporate bond returns. *forthcoming in the Journal of Investment Management*.
- (47) JAGANNATHAN, R., MCGRATTAN, E. R. et al. (1995). The CAPM debate. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 19, 2-17.
- (48) JAIN, P. C. (1987). The effect on stock price of inclusion in or exclusion from the S&P 500. *Financial Analysts Journal* 43, 58-65.

-
- (49) JANKOWITSCH, R., NASHIKKAR, A. et SUBRAHMANYAM, M. G. (2011). Price dispersion in OTC markets: A new measure of liquidity. *Journal of Banking & Finance* 35, 343-357.
- (50) JEGADEESH, N. et TITMAN, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of finance* 48, 65-91.
- (51) KORAJCZYK, R. A. et SADKA, R. (2008). Pricing the commonality across alternative measures of liquidity. *Journal of Financial Economics* 87, 45-72.
- (52) LEE, C. M., SHLEIFER, A. et THALER, R. H. (1991). Investor sentiment and the closed-end fund puzzle. *The journal of finance* 46, 75-109.
- (53) LINTNER, J. (1965). Security prices, risk, and maximal gains from diversification. *The journal of finance* 20, 587-615.
- (54) LOU, D. (2012). A flow-based explanation for return predictability. *The Review of Financial Studies* 25, 3457-3489.
- (55) MADHAVAN, A., RICHARDSON, M. et ROOMANS, M. (1997). Why do security prices change? A transaction-level analysis of NYSE stocks. *The Review of Financial Studies* 10, 1035-1064.
- (56) MADHAVAN, A. et SOBCZYK, A. (2016). Price dynamics and liquidity of exchange-traded funds. *Journal of Investment Management* 14, 1-17.
- (57) MALAMUD, S. (2016). A dynamic equilibrium model of ETFs.
- (58) MALKIEL, B. G. (1977). The valuation of closed-end investment-company shares. *The Journal of Finance* 32, 847-859.
- (59) MILLER, M. H. et SCHOLES, M. (1972). Rates of return in relation to risk: A reexamination of some recent findings. *Studies in the theory of capital markets* 23.
- (60) MOSSIN, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 768-783.
- (61) PEAVY III, J. W. (1990). Returns on initial public offerings of closed-end funds. *The Review of Financial Studies* 3, 695-708.

- (62) POGUE, G. A. et SOLNIK, B. H. (1974). The market model applied to European common stocks: Some empirical results. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 9, 917-944.
- (63) ROLL, R. (1977). A critique of the asset pricing theory's tests Part I: On past and potential testability of the theory. *Journal of financial economics* 4, 129-176.
- (64) ROLL, R. (1984). A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market. *The Journal of finance* 39, 1127-1139.
- (65) SAĞLAM, M., TUZUN, T. et WERMERS, R. (2019). Do ETFs Increase Liquidity? *Available at SSRN 3142081*.
- (66) SARIG, O. et WARGA, A. (1989). Bond price data and bond market liquidity. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 24, 367-378.
- (67) SCHMIDT, L., TIMMERMANN, A. et WERMERS, R. (2016). Runs on money market mutual funds. *American Economic Review* 106, 2625-57.
- (68) SHARPE, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance* 19, 425-442.
- (69) SHARPE, W. F. et SOSIN, H. B., *Closed-end investment companies in the United States: Risk and return*; Graduate School of Business, Stanford University : 1974.
- (70) SO, E. C. (2013). A new approach to predicting analyst forecast errors: Do investors overweight analyst forecasts? *Journal of Financial Economics* 108, 615-640.
- (71) STAMBAUGH, R. F. (2014). Presidential address: Investment noise and trends. *The Journal of Finance* 69, 1415-1453.
- (72) SUSHKO, V. et TURNER, G. (2018). The implications of passive investing for securities markets. *BIS Quarterly Review, March*.
- (73) VAN BEURDEN, P. et GÖSSLING, T. (2008). The worth of values—a literature review on the relation between corporate social and financial performance. *Journal of business ethics* 82, 407.
- (74) VASSALOU, M. et XING, Y. (2004). Default risk in equity returns. *The journal of finance* 59, 831-868.

- (75) WEBER, O. (2014). Environmental, social and governance reporting in China. *Business Strategy and the Environment* 23, 303-317.
- (76) WEISS, K. (1989). The post-offering price performance of closed-end funds. *Financial Management* 18, 57-67.
- (77) WESTLUND, H. et ADAM, F. (2010). Social capital and economic performance: A meta-analysis of 65 studies. *European planning studies* 18, 893-919.
- (78) WURGLER, J. On the economic consequences of index-linked investing., rapp. tech., National Bureau of Economic Research, 2010.

RÉSUMÉ

Cette thèse s'intéresse aux nouvelles opportunités offertes par la croissance des Exchange-Traded Fund (ETF). Ces travaux de recherche explorent trois de leurs impacts pour la gestion obligataire collective. La première étape de cette étude observe les effets sur les sous-jacents de l'inclusion ou l'exclusion dans un ETF. A cause de leur structure hybride, les ETF peuvent affecter les caractéristiques des sous-jacents et augmenter la proportion d'investisseurs non informés. J'exploite l'abaissement de la notation des obligations afin d'établir une relation entre la détention par un ETF et la liquidité ou le prix des sous-jacents. Les résultats obtenus montrent que les effets de l'inclusion dans un ETF sont durables et persistent partiellement après la sortie de l'ETF. Le chapitre suivant propose une méthodologie utilisant l'information contenue dans les ETF comme mesure de stress. De nombreux investisseurs profitent de la rapidité de transaction des ETF pour ajuster très rapidement leurs expositions. L'indicateur proposé permet de disposer d'une méthodologie unique pour l'ensemble des classes d'actifs, ce qui facilite l'analyse de sa propagation. Enfin, le dernier chapitre traite de l'intégration des stratégies d'assurances de portefeuille dans un fonds ouvert. La flexibilité des ETF par rapport à de multiples classes d'actifs crée de nouvelles opportunités pour l'assurance de portefeuille. Ce chapitre propose un modèle adaptant l'exposition à un actif risqué en fonction de protections à la baisse mais également à la hausse. La méthodologie permet une protection de tous les investisseurs indépendamment de la période de souscription/rachat. indépendamment de la période de souscription/rachat.

MOTS CLÉS

ETF, liquidité, obligations, stress de marche, assurance de portefeuille

ABSTRACT

This thesis studies the impact of Exchange-Traded Fund (ETF) and their implications for the fixed-income asset management.

The first chapter investigates whether ETFs are likely to alter the valuation or the liquidity of their underlying bonds.

Due to their hybrid structure, ETFs may affect their underlying components and increase the percentage of uninformed investors. I exploit a quasi-natural experiment based on bond downgrade's to establish a causal relationship between ETF inclusion and bonds valuation. I show that ETFs have long-term effects on their underlyings and that these effects partially persist after ETF deletion. In the second chapter, I propose a methodology aimed at extracting a stress indicator based on ETFs. Numerous investors use the ETFs' transaction facility to adjust easily their positions. The stress indicator has a unique methodology for all asset classes, which facilitate the analysis of stress propagation.

Then, the last chapter investigates a way to integrate a portfolio insurance strategy in an open fund. The flexibility offered by ETF creates new opportunities for asset managers. This chapter details a model that adjusts exposure to a risky asset based on both downside and upside protection. The methodology protects investors regardless of their subscription / redemption period.

KEYWORDS

ETF, liquidity, fixed-income, market stress, portfolio insurance