



HAL
open science

Modèles d'évaluation des actifs financiers, anomalies et notation extra-financière

Marc Desban

► **To cite this version:**

Marc Desban. Modèles d'évaluation des actifs financiers, anomalies et notation extra-financière. Gestion et management. Université Paris-Est, 2019. Français. NNT : 2019PESC0106 . tel-02503601

HAL Id: tel-02503601

<https://theses.hal.science/tel-02503601>

Submitted on 10 Mar 2020

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.

Université Paris-Est
Organisations, Marchés et Institutions
Institut de Recherche en Gestion (EA 2354)

**MODÈLES D'ÉVALUATION DES ACTIFS
FINANCIERS, ANOMALIES ET NOTATION
EXTRA-FINANCIÈRE**

THÈSE

pour l'obtention du titre de

DOCTEUR EN SCIENCES DE GESTION

(arrêté du 25 mai 2016)

présentée et soutenue publiquement par

Marc DESBAN

JURY

Directeur de recherche : Madame Souad LAJILI JARJIR
Maître de conférences HDR à l'Université Paris-Est

Rapporteurs : Monsieur Pascal GRANDIN
Professeur à l'Université de Lille

Madame Marie LAMBERT
Professeur associé à HEC Liège

Suffragants : Madame Gaëlle LE FOL
Professeur à l'Université Paris Dauphine

Monsieur Patrick ROGER
Professeur à l'Université de Strasbourg

2 Décembre 2019

L'Université n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

**MODÈLES D'ÉVALUATION DES ACTIFS
FINANCIERS, ANOMALIES ET NOTATION
EXTRA-FINANCIÈRE**

By

Marc DESBAN

SUBMITTED IN PARTIAL FULFILLMENT OF THE
REQUIREMENTS FOR THE DEGREE OF

Doctorat en Sciences de Gestion

At

UNIVERSITÉ PARIS-EST

PLACE DE LA PORTE DES CHAMPS

4, ROUTE DE CHOISY - 94010

CRÉTEIL

DECEMBER 2nd, 2019

© Copyright by Marc DESBAN

Université Paris-Est

Organisations, Marchés et Institutions

Institut de Recherche en Gestion (EA 2354)

The undersigned hereby certify that they have read and recommend to the Faculty of Graduate Studies for acceptance a thesis entitled "**Modèles d'évaluation des actifs financiers, anomalies et notation extra-financière**" by Marc DESBAN in partial fulfillment of the requirements for the degree of **Doctorat en Sciences De Gestion**.

UNIVERSITÉ PARIS-EST

Auteur : **Monsieur Marc DESBAN**

Champ disciplinaire : **Science de Gestion**

Discipline : **Finance**

Titre français : **Modèles d'évaluation des actifs financiers, anomalies et notation extra-financière**

Titre anglais : **Asset pricing models, anomalies and extra-financial rating**

Institution : **Université Paris-Est**

Unité de recherche : **Institut de Recherche en Gestion, IRG (EA 2354)**

École Doctorale : **Organisations, Marchés, Institutions (OMI)**

Convocation : **2 Décembre 2019**

Année : **2019**

Permission is herewith granted to Université Paris-Est to circulate and to have copied for non-commercial purposes, at its discretion, the above title upon the request of individuals or institutions.

marc Desban

THE AUTHOR RESERVES OTHER PUBLICATION RIGHTS, AND NEITHER THE THESIS NOR EXTENSIVE EXTRACTS FROM IT MAY BE PRINTED OR OTHERWISE REPRODUCED WITHOUT THE AUTHOR'S WRITTEN PERMISSION.

THE AUTHOR ATTESTS THAT PERMISSION HAS BEEN OBTAINED FOR THE USE OF ANY COPYRIGHTED MATERIAL APPEARING IN THIS THESIS (OTHER THAN BRIEF EXCERPTS REQUIRING ONLY PROPER ACKNOWLEDGEMENT IN SCHOLARLY WRITING) AND THAT ALL SUCH USE IS CLEARLY ACKNOWLEDGED.

« J'ai appris que la voie du progrès n'était ni rapide ni facile »

Marie Curie

Remerciements

Je dédie cette thèse de doctorat à ma famille et plus particulièrement à mon père. Il a toujours cru en ce projet et m'a aidé comme il le pouvait tout le long. Je ne pourrai jamais assez lui dire merci. Je suis très heureux que le jour de ma soutenance soit également le jour de son anniversaire.

Je remercie très chaleureusement ma directrice Souad Lajili Jarjir pour son soutien, ses conseils et sa gentillesse. Elle m'a offert sa confiance depuis mon Master 2 en Gestion de Portefeuille. Elle m'a accompagné et m'a proposé de nombreux axes de réflexion et d'amélioration pour mon mémoire de recherche. Je suis fier d'avoir pu le publier sous la forme d'un chapitre d'ouvrage. Cette collaboration a ensuite donné lieu à plusieurs articles qui m'ont permis de présenter mes travaux lors de conférences nationales et internationales. Je suis également très fier d'avoir publié mon premier article avec elle. J'espère maintenir cette collaboration et entreprendre de nombreux travaux futurs ensemble.

Je remercie également Susana Da Silva Mendinhas pour son soutien tout au long de ces années. Elle a cru en moi et en ce projet de recherche qui a conditionné nos vies durant ces dernières années. Son soutien ainsi que ses relectures ont contribué de manière très significative à l'aboutissement de ce manuscrit. Merci à toi pour tout ce que nous avons bâti ces onze dernières années et pour tout ce que nous construirons à l'avenir tous les deux.

Je souhaite remercier tous mes amis qui m'ont aidé de près ou de loin. Je pense notamment à Thomas Biget et à Thomas Bertagnolio. Vos contributions furent très significatives pour moi. Je remercie aussi Cécilia Frisoni, Marie Faber, Mélanie Pereira, Sandrine Lavocat, Amélie et Thomas Coulbaut pour votre aide.

Je tiens à remercier Anis Jounaid, doctorant de l'IRG. Merci à lui pour ces années où nous avons rédigé nos thèses côte à côte sur le même bureau et pour les innombrables cafés pris ensemble. D'un collègue, il est devenu un ami avec qui j'ai pris un immense plaisir à travailler. Je n'oublierai pas nos réunions de laboratoire en tant que représentant des doctorants, toutes nos préparations pour le bilan HCERES. J'ai adoré nos débats quotidiens et escompte bien les poursuivre dans le futur. Bien entendu, je remercie

tous les doctorants du laboratoire de l'IRG avec qui j'ai tant échangé sans oublier tous ceux qui ont soutenu leurs thèses (Safa Gaaya, Manel Laroum, Éva Cerio, Lena Masson, Leslie Lépront, Amira Hochlaf, Alix Poels, Mouhoub Hani, Myriam Bazdah, Asad Ali Rind, Asif Saeed, Chaima Siala, Emna Bouladi, Marwa Haddar, Nongainéba Benjamin Zoumba, Alassane Ouattara, Marion Varlet, Itidel Ben Saad).

Je remercie mes co-auteurs avec qui j'ai pris un immense plaisir à travailler. Je pense tout particulièrement à Aya Nasreddine, Arnaud Thauvron, Pierre Astolfi et Sylvie Lecarpentier Moyal. J'aimerais dire un grand merci à Arnaud Thauvron pour ses relectures qui m'ont beaucoup aidé. Il a été mon professeur d'évaluation d'entreprise durant mon Master, il est devenu aujourd'hui un co-auteur, mais aussi un ami.

Je remercie tous les enseignants-chercheurs de l'IAE Gustave Eiffel. Merci à Hélène Pe-ton de m'avoir offert ma première expérience d'enseignement et Erkin Diyarbakirlioglu pour ses précieux conseils en économétrie. Merci à Anouk Mukherjee pour sa gentillesse et son amitié. Travailler conjointement avec lui fut un réel plaisir. Je remercie Julienne Brabet pour ses retours très constructifs ainsi que Laurence Beierlein pour son aide ainsi que pour son amitié. Je remercie également Isabelle Martinez pour son soutien et ses retours constructifs lors des séminaires du CEFAG. Intégrer ce programme organisé par la FNEGE fut une formidable opportunité pour moi. Je tiens aussi à remercier Florence Allard-Poesi ainsi que Sylvie Thoron pour leurs soutiens depuis le début de mon doctorat. Je remercie également Emmanuelle Dubocage ainsi que Amina Béji-Bécheur que je suis fier d'accompagner au cours des conseils de laboratoire. Je tiens à remercier toutes les assistantes et tous les assistants administratifs pour leur travail. J'ai une pensée toute singulière pour Cécilia Chapuy-Delille qui m'a énormément aidé. Un grand merci à Armelle Glerant Glikson pour son accueil chaleureux à l'IAE Gustave Eiffel. Je suis très fier d'avoir pu partager ces années avec toutes ces personnes. Le chemin à parcourir pour l'obtention du titre de docteur est long et difficile, mais les passer à vos côtés fut à la fois un honneur et un immense privilège.

J'aimerais remercier Sébastien Michenaud ainsi que Ali Fatemi pour leur accueil lors de mon *visiting* d'un trimestre à Chicago. Cette expérience a été exceptionnelle pour moi.

J'aimerais également souligner que j'ai vraiment apprécié les retours de Fabrice Riva et Patrick Roger qui m'ont fait l'honneur de conduire mes comités de thèse à l'issue de chaque année. Leurs éclairages et leurs soutiens furent sources d'une grande motivation.

J'aimerais adresser tous mes remerciements à l'Université Paris-Est, au laboratoire de l'IRG ainsi qu'à l'IAE Gustave Eiffel. Ces institutions m'ont permis d'obtenir un contrat

doctoral de trois ans. J'ai eu ensuite la chance immense d'obtenir un poste d'ATER durant deux années. J'ai découvert le métier de l'enseignement et j'ai pris un véritable plaisir à pouvoir vivre cette expérience.

Un immense merci à tous les membres de mon jury qui ont bien voulu examiner ce manuscrit de thèse. Vous voir tous réunis pour ma soutenance est un honneur pour moi.

Un grand merci à vous tous ainsi qu'à tous ceux que j'oublie malheureusement ici, pour toutes nos discussions, votre soutien et surtout votre amitié.

Marc

Sommaire

Remerciements	7
Sommaire	10
Liste des tableaux	12
Table des figures	18
Introduction générale	20
Chapitre 1 : Les fondements théoriques de l’hypothèse d’efficience des marchés : les enseignements issus de la littérature financière et économique	30
1.1 Introduction	30
1.2 Une synthèse de la théorie de l’efficience informationnelle des marchés	31
1.3 Les fondements théoriques du MÉDAF	51
1.4 Les faiblesses empiriques du modèle de marché	53
1.5 Le modèle intertemporel d’évaluation des actifs financiers fondé sur la consommation	56
1.6 L’énigme des primes de risque de Mehra et Prescott	58
1.7 Les tests et les applications empiriques en vue de sélectionner un modèle	60
1.8 Conclusion	73
Chapitre 2 : Le cadre théorique des modèles multifactoriels : anomalies ou prime de risque ?	76
2.1 Introduction	76
2.2 Les principales anomalies-primés de marché	77
2.3 L’approche multifactorielle du risque des actifs	100
2.4 Le MÉDAF et les co-moments d’ordres supérieurs à deux	106
2.5 Les contributions de la finance comportementale dans la compréhension des marchés financiers	114
2.6 Les principales erreurs d’estimation inhérentes aux modèles d’évaluation	122
2.7 Le contenu informationnel de la notation extra-financière est-il intégré dans les cours ?	127
2.8 Conclusion	132
2.9 Annexes du chapitre 2	135
Chapitre 3 : Une approche multifactorielle du risque dans les modèles <i>ad-hoc</i> : le cas français	141
3.1 Introduction	141

3.2	Méthodologie	143
3.3	Les résultats empiriques : analyse des variables dépendantes et des facteurs explicatifs sur le marché français	151
3.4	Les résultats des régressions en séries chronologiques par panel pour chaque modèle : le cas français, janvier 1990 à juin 2016	167
3.5	Les résultats des régressions en coupe transversale	187
3.6	Les résultats des régressions par la procédure de Fama-MacBeth avec le MÉDAF	187
3.7	Conclusion	191
3.8	Annexes du chapitre 3	193
Chapitre 4 : Les modèles d'évaluation des actifs financiers et les co-moments d'ordres supérieurs à deux appliqués au cas français		217
4.1	Introduction	217
4.2	Méthodologie	219
4.3	Les résultats empiriques : les variables dépendantes et les facteurs explicatifs construits sur la base du co-skewness et du co-kurtosis	223
4.4	Les résultats des régressions en séries chronologiques pour chaque stratégie selon les modèles d'évaluation des actifs financiers	228
4.5	Les résultats des régressions en coupe transversale par la procédure de Fama-MacBeth par panel pour chaque combinaison de facteurs explicatifs	235
4.6	Conclusion	239
4.7	Annexes du chapitre 4	241
Chapitre 5 : Notation extra-financière et marchés financiers : quelle prime de risque dans un modèle à facteurs ?		272
5.1	Introduction	272
5.2	Méthodologie	273
5.3	Les résultats empiriques : analyse des variables dépendantes et des facteurs explicatifs	276
5.4	Les résultats des régressions en séries chronologiques groupés par panel pour chaque modèle testé sur le marché européen	281
5.5	Les résultats des régressions en coupe transversale des stratégies par panel par la procédure de Fama-MacBeth	298
5.6	Conclusion	301
5.7	Annexes du chapitre 5	302
Conclusion générale		325
Annexes		332
7.1	Les estimations par la Méthode des Moments Généralisée (MMG)	332
Table des matières		336
Résumé en Français		340
Résumé en Anglais		341
Bibliographie		342

Liste des tableaux

2.1	Tableau de synthèse des principaux critères associés à l'effet de substance (value)	135
2.2	Tableau de synthèse des principaux critères associés à l'effet de rentabilité brute (profitability)	136
2.3	Tableau de synthèse des principaux critères associés à l'effet momentum	139
2.4	Tableau de synthèse des principaux critères associés à l'effet d'investissement	140
3.5	Nombre de titres compris dans l'échantillon français par année : janvier 1990 à juin 2016	193
3.6	Statistiques descriptives des rentabilités mensuelles en excès des portefeuilles formés sur la taille et le B/M, la taille et la rentabilité opérationnelle, la taille et l'investissement, la taille et la qualité : janvier 1990 à juin 2016 [partie 1]	195
3.7	Statistiques descriptives des rentabilités mensuelles en excès des portefeuilles formés sur la taille et le B/M, la taille et la rentabilité opérationnelle, la taille et l'investissement, la taille et la qualité : janvier 1990 à juin 2016 [partie 2]	196
3.8	Statistiques descriptives des vecteurs de rentabilités mensuelles des facteurs explicatifs : janvier 1990 à juin 2016	197
3.9	Résultats des régressions en séries chronologiques estimées par les MCO avec le MÉDAF <i>ex post</i> pour chaque panel : janvier 1990 à juin 2016	198
3.10	Résultats des régressions en séries chronologiques estimées par les MCO à l'aide du modèle standard de Fama et French à trois facteurs pour chaque panel : janvier 1990 à juin 2016	199
3.11	Résultats des régressions en séries chronologiques estimées par les MCO avec le modèle de Fama et French à cinq facteurs pour chaque panel : janvier 1990 à juin 2016	200

3.12 Régressions en série temporelle par les MCO avec un modèle alternatif à cinq facteurs comprenant un facteur de taille orthogonalisé, value, d'investissement et de qualité sur les panels A, B, C et D : janvier 1990 à juin 2016	201
3.13 Régressions en séries temporelles par les MCO à l'aide d'un modèle alternatif à cinq facteurs comprenant le facteur taille orthogonalisé, les facteurs de substance, d'investissement inversé et de qualité sur les panels A, B, C et D : janvier 1990 à juin 2016	202
3.14 Régressions en séries temporelles par les MCO à l'aide d'un modèle alternatif à cinq facteurs comprenant le facteur taille orthogonalisé, les facteurs de rentabilité opérationnelle, d'investissement inversé et de qualité sur les panels A, B, C et D : janvier 1990 à juin 2016	203
3.15 Coefficients de détermination ajustés du nombre de facteurs à destination des régressions en séries chronologiques des panels A, B, C et D pour chaque combinaison de facteurs utilisés : janvier 1990 à juin 2016	204
3.16 Statistiques GRS des principales combinaisons de facteurs testées sur les panels A, B, C et D : janvier 1990 à juin 2016	205
3.17 Régressions en coupe transversale par la procédure de Fama-MacBeth par panel pour chaque combinaison de facteurs explicatifs français : janvier 1990 à juin 2016 [Partie 1]	206
3.18 Régressions en coupe transversale par la procédure de Fama-MacBeth par panel pour chaque combinaison de facteurs explicatifs français : janvier 1990 à juin 2016 [Partie 2]	207
3.19 Matrice de corrélation de Pearson et Spearman du panel A croissant la taille et le ratio <i>book-to-market</i> avec les variables indépendantes : janvier 1990 à juin 2016	208
3.20 Matrice de corrélation de Pearson et Spearman du panel B croissant la taille et le ratio de rentabilité opérationnelle ainsi que les variables indépendantes : janvier 1990 à juin 2016	209
3.21 Matrice de corrélation de Pearson et Spearman du panel C croissant la taille et le taux de variation du total actif <i>i.e.</i> l'effet d'investissement ainsi que les variables indépendantes : janvier 1990 à juin 2016	210

3.22	Matrice de corrélation de Pearson et Spearman du panel D croisant la taille et le ratio de qualité ainsi que les variables indépendantes : janvier 1990 à juin 2016	211
3.23	Moyenne des rentabilités mensuelles par mois pour chaque stratégie d'investissement : janvier 1990 à juin 2016	212
3.24	Régression en série temporelle de chaque facteur explicatif par les autres facteurs explicatifs : janvier 1990 à juin 2016	214
3.25	Résultats des régressions en séries chronologiques estimées par les MCO avec le modèle à trois facteurs de Fama et French dont le facteur taille est orthogonalisé sur les panels A, B, C et D : janvier 1990 à juin 2016	215
3.26	Résultats des régressions en séries chronologiques avec le modèle à cinq facteurs de Fama et French dont le facteur taille est orthogonalisé sur les panels A, B, C et D : janvier 1990 à juin 2016	216
4.27	Statistiques descriptives des variables dépendantes groupées selon les panels E, F, G et H construites sur la base du co-kurtosis : janvier 1990 à juin 2016	241
4.28	Statistiques descriptives des facteurs explicatifs : janvier 1990 à juin 2016	242
4.29	Nombre annuel de titres français par portefeuille pour chacun des quatre panels A, B, C et D : janvier 1990 à juin 2016	244
4.30	Nombre annuel de titres français par portefeuille pour chacun des quatre panels E, F, G et H : janvier 1990 à juin 2016	245
4.31	Matrice de corrélation de Pearson et Spearman des différents facteurs explicatifs construits à destination du marché français : janvier 1990 à juin 2016	246
4.32	Statistiques descriptives des variables dépendantes groupées selon les panels A, B, C et D construites sur la base du co-skewness : janvier 1990 à juin 2016	247
4.33	Coefficient de détermination ajusté du nombre de facteurs pour chaque stratégie selon les modèles d'évaluation des actifs financiers testés : janvier 1990 à juin 2016	248
4.34	[Partie 1] Statistiques GRS des principales combinaisons de facteurs testées : janvier 1990 à juin 2016	249
4.35	[Partie 2] Statistiques GRS des principales combinaisons de facteurs testées : janvier 1990 à juin 2016	250

4.36	Résultats des régressions en séries chronologiques pour chaque stratégie par les MCO à l'aide du modèle de marché : janvier 1990 à juin 2016	251
4.37	Résultats des régressions en séries chronologiques pour chaque stratégie par les MCO à l'aide du modèle à trois facteurs de Fama et French : janvier 1990 à juin 2016	252
4.38	Résultats des régressions en séries chronologiques pour chaque stratégie par les MCO à l'aide du modèle à trois facteurs de Fama et French dont le facteur taille est orthogonalisé : janvier 1990 à juin 2016	253
4.39	Résultats des régressions en séries chronologiques pour chaque stratégie par les MCO à l'aide du modèle à cinq facteurs de Fama et French : janvier 1990 à juin 2016	254
4.40	Résultats des régressions en séries chronologiques pour chaque stratégie par les MCO à l'aide du modèle à cinq facteurs de Fama et French dont le facteur taille est orthogonalisé : janvier 1990 à juin 2016	255
4.41	Résultats des régressions en séries chronologiques pour chaque stratégie par les MCO à l'aide du modèle à trois facteurs de Hou, Xue et Zhang : janvier 1990 à juin 2016	256
4.42	Résultats des régressions en séries chronologiques pour chaque stratégie par les MCO à l'aide d'un modèle à trois facteurs intégrant la prime de risque du marché ainsi que les facteurs taille et qualité : janvier 1990 à juin 2016	257
4.43	Résultats des régressions en séries chronologiques pour chaque stratégie par les MCO à l'aide d'un modèle à cinq facteurs intégrant la prime de risque du marché ainsi que les facteurs taille, substance, investissement et qualité : janvier 1990 à juin 2016	258
4.44	Résultats des régressions en séries chronologiques pour chaque stratégie par les MCO à l'aide d'un modèle à trois facteurs intégrant la prime de risque du marché, un facteur de risque fondé sur le co-skewness ainsi qu'un facteur explicatif basé sur le co-kurtosis : janvier 1990 à juin 2016	259
4.45	Résultats des régressions en séries chronologiques pour chaque stratégie par les MCO à l'aide du modèle à cinq facteurs intégrant un facteur de taille orthogonalisé, une prime de substance, un facteur γ ainsi qu'un facteur ψ : janvier 1990 à juin 2016	260

4.46	Résultats des régressions en séries chronologiques pour chaque stratégie par les MMG à l'aide du modèle de marché : janvier 1990 à juin 2016	261
4.47	Résultats des régressions en séries chronologiques pour chaque stratégie par les MMG à l'aide du modèle à trois facteurs de Fama et French : janvier 1990 à juin 2016	262
4.48	Résultats des régressions en séries chronologiques pour chaque stratégie par les MMG à l'aide du modèle à cinq facteurs de Fama et French : janvier 1990 à juin 2016	263
4.49	Résultats des régressions en séries chronologiques pour chaque stratégie par les MMG à l'aide d'un modèle à trois facteurs intégrant la prime de risque du marché, un facteur γ ainsi qu'un facteur ψ : janvier 1990 à juin 2016	264
4.50	Résultats des régressions en séries chronologiques pour chaque stratégie par les MMG à l'aide du modèle à trois facteurs de Hou, Xue et Zhang : janvier 1990 à juin 2016	265
4.51	Résultats des régressions en coupe transversale par la procédure de Fama-MacBeth par panel pour chaque combinaison de facteurs explicatifs français : janvier 1990 à juin 2016 [Partie 1]	269
4.52	Résultats des régressions en coupe transversale par la procédure de Fama-MacBeth par panel pour chaque combinaison de facteurs explicatifs français : janvier 1990 à juin 2016 [Partie 2]	270
4.53	Résultats des régressions en coupe transversale par la procédure de Fama-MacBeth par panel pour chaque combinaison de facteurs explicatifs français : janvier 1990 à juin 2016 [Partie 3]	271
5.54	Nombre de titres compris dans l'échantillon européen sur la période juin 2002 à mai 2015	302
5.55	Statistiques descriptives relatives aux rentabilités des 27 stratégies d'investissement utilisées comme variables dépendantes groupées dans les panels A, B, C et D : juin 2002 à mai 2015	305
5.56	Statistiques descriptives des vecteurs de rentabilités des facteurs explicatifs : juin 2002 à mai 2015	306
5.57	Matrice de corrélation de Pearson et Spearman des facteurs explicatifs mobilisés : juin 2002 à mai 2015	307
5.58	Régressions en séries temporelles par les MCO des panels A, B et C avec le modèle du MÉDAF : juin 2002 à mai 2015	307

5.59	Régressions en séries temporelles par les MMG des panels A, B et C avec le modèle du MÉDAF : juin 2002 à mai 2015	311
5.60	Régressions en séries temporelles par les MCO des panels A, B et C par le modèle à trois facteurs de Fama et French : juin 2002 à mai 2015	312
5.61	Régressions en séries temporelles par les MMG des panels A, B et C par le modèle à trois facteurs de Fama et French : juin 2002 à mai 2015	313
5.62	Régressions en séries temporelles par les MCO des panels A, B et C par le modèle à quatre facteurs de Fama, French et Carhart : juin 2002 à mai 2015	314
5.63	Régressions en séries temporelles par les MMG des panels A, B et C par le modèle à quatre facteurs de Fama, French et Carhart : juin 2002 à mai 2015	315
5.64	Régressions en séries temporelles par les MCO des panels A, B et C par le modèle à cinq facteurs de Fama et French : juin 2002 à mai 2015	316
5.65	Régressions en séries temporelles par les MMG des panels A, B et C par le modèle à cinq facteurs de Fama et French : juin 2002 à mai 2015	317
5.66	Régressions en séries temporelles par les MCO des panels A, B et C par un modèle à deux facteurs comprenant la prime de risque du marché ainsi que celle associée à la notation extra-financière : juin 2002 à mai 2015	318
5.67	Régressions en séries temporelles par les MMG des panels A, B et C par un modèle à deux facteurs comprenant la prime de risque du marché ainsi que celle associée à la notation extra-financière : juin 2002 à mai 2015	319
5.68	Coefficients de détermination ajustés des régressions linéaires en séries temporelles des panels A, B et C en fonction des combinaisons de facteurs testées : juin 2002 à mai 2015	320
5.69	Statistiques GRS des principales combinaisons de facteurs testées sur les panels A, B et C : juin 2002 à mai 2015	321
5.70	Régressions en coupe transversale des stratégies groupées par panel par la procédure de Fama-MacBeth : juin 2002 à mai 2015	323
5.71	Régression en séries temporelles de chaque variable indépendante par les autres facteurs explicatifs : juin 2002 à mai 2015	324

Table des figures

1.1	Impacts de diversification sur les tangentes des sous-ensembles expliqués et explicatifs	69
2.2	Le « zoo » de facteurs explicatifs de Harvey et Liu	137
2.3	Facteurs de risque ou caractéristiques	138
3.4	Construction des 16 portefeuilles pondérés par capitalisation formés sur les quatre découpages indépendants taille-B/M, taille-OP, taille-investissement et taille-qualité comme variables dépendantes	194
3.5	Moyenne des rentabilités mensuelles par mois par quartile de taille pour chaque panel	213
4.6	Construction des stratégies groupées selon les panels A, B, C et D fondés sur la mesure du co-skewness	242
4.7	Construction des stratégies groupées selon les panels E, F, G et H fondés sur la mesure du co-kurtosis	243
4.8	Indice base 100 des portefeuilles intégrant respectivement les titres français de co-skewness positifs et négatifs : Janvier 1990 à Juin 2016	266
4.9	Indice base 100 des portefeuilles intégrant respectivement les titres français à co-kurtosis leptokurtique, mesokurtique, platykurtique : Janvier 1990 à Juin 2016	267
4.10	Indice base 100 des variables explicatives associées au co-skewness et au co-kurtosis : janvier 1990 à juin 2016	268
5.11	Proportion (%) en capitalisation boursière des 1 310 sociétés notées par l'agence Asset4 face au reste de l'échantillon européen non noté de 10 834 titres : 2002 - 2015	303
5.12	Méthodologie de construction des portefeuilles réunis par panel .	303
5.13	Indice base 100 de la performance de portefeuilles de titres européens selon leurs notations extra-financières : juin 2002 à mai 2015	304

5.14	Indice base 100 de la performance des facteurs $r_M - r_f$ et BMG : juin 2002 à mai 2015	304
5.15	Boîtes à moustaches des vecteurs de rentabilités des facteurs ex- plicatifs : juin 2002 à mai 2015	306
5.16	Les relations et les distributions des variables dépendantes du panel A croisant notation extra-financière et ratio book-to-market	308
5.17	Les relations et les distributions des variables dépendantes du panel B croisant notation extra-financière et degré d'investissement	309
5.18	Les relations et les distributions des variables dépendantes du panel C croisant notation extra-financière et ratio de rentabilité opérationnelle	310
5.19	Statistiques du test de Durbin Watson par stratégie pour chaque modèle d'évaluation	322

Introduction générale

L'existence d'une relation linéaire et croissante entre le taux de rentabilité espéré d'un actif et son risque demeure l'un des principaux fondements de la finance depuis ces dernières décennies. La rentabilité d'un actif financier se définit comme la variation relative de sa valorisation entre deux dates successives. Elle représente la perte ou le gain d'un placement et se mesure par son taux de rentabilité. La perception de rémunérations distribuées telles que les dividendes pour les actions, les coupons pour les obligations ou encore les loyers dans le cadre d'un investissement locatif, constitue une première source de rentabilité. La seconde est issue de la plus ou moins-value de cet investissement, c'est-à-dire l'écart entre le prix d'ouverture et de clôture d'une position. La distinction entre ces deux sources de rentabilité conduit Williams (1938) [684] à définir un opérateur de marché comme un « hybride »¹ entre le « spéculateur » et l'« investisseur ». Le premier détient les titres sur de courtes périodes et cherche à dégager un profit grâce aux prix de cession. L'investisseur, quant à lui, conserve l'actif sur une période plus longue et portera un intérêt plus particulier pour les rémunérations versées sous forme de flux. Cette distinction est par ailleurs présente dans la définition de la « valeur de marché » d'un actif financier. Elle renvoie dans un premier temps à sa valeur négociable sur un marché à un instant donné, c'est-à-dire son prix de transaction. Dans un second temps, elle représente la valeur présente de tous les

1. Williams (1938) [684] précise dans son ouvrage : « [...] *we shall define an investor as a buyer interested in dividends, or coupons and principal and a speculator as a buyer interested in the resale price. Thus the usual buyer is a hybrid, being partly investor and partly speculator. Clearly, the pure investor must hold his security for long periods, while the pure speculator must sell promptly, if each is to get what he seeks.* » (p.4).

flux financiers espérés que l'actif génèrera² (Williams, 1938 [684]), sa valeur fondamentale.

Dans un article fondateur, Markowitz (1952) [522] atteste que la décision d'investir se fonde sur un programme d'optimisation où l'investisseur cherche à maximiser sa rentabilité espérée pour un moindre risque (le modèle « espérance-variance »). La formalisation de ce modèle simplifie le problème du choix qui s'impose à l'investisseur dans un avenir incertain : investir en vue d'obtenir, à terme, une faible rentabilité pour un risque inexistant ou accepter de prendre un risque pour une espérance de gain supérieure. Cette approche fait de Markowitz (1952) [522] le fondateur de la « théorie moderne du portefeuille ». Celle-ci marque une transition profonde dans la gestion du risque et repose sur deux postulats. Le premier, d'ordre microéconomique, implique que la décision d'un agent économique, dans un univers risqué, est rationnelle. Les axiomes proposés par Von Neumann-Morgenstern (1953) [549] permettent de définir un modèle de la décision en supposant un comportement normatif fondé sur l'utilité espérée. Le second postulat est, quant à lui, macroéconomique et suggère que les marchés sont efficients : les prix des titres financiers reflètent de manière immédiate et sans friction toute l'information disponible, et ce, sans biais (Fama, 1970 [224]). Cette assertion implique qu'il est non seulement impossible de prévoir les rentabilités futures, mais aussi, que la valeur de marché d'un titre est, à tout moment, égale à sa valeur fondamentale. Ces deux postulats reposent, d'une part, sur le modèle de référence de formation des prix : le modèle d'équilibre des actifs financiers (MÉDAF) de Sharpe (1964) [638], Lintner (1965) [495], Mossin (1966) [553] et Black (1972) [80] et, d'autre part, sur l'hypothèse de marche aléatoire des cours boursiers (Regnault, 1863 [603], Bachelier, 1900 [35] et Fama, 1965a [222]). Plusieurs modèles théoriques font suite au MÉDAF dans les années 1970 comme le modèle intertemporel d'évaluation des actifs financiers de Merton (1973) [533], celui de la théorie d'arbitrage de Ross (1976) [621] ou encore le modèle intertemporel fondé sur la consommation (Rubinstein, 1976 [625], Lucas, 1978 [505], Breeden, 1979 [103], Mehra et Prescott, 1985 [529], Ferson et Constantinides, 1991 [312]). Ces modèles, devenus de véritables paradigmes financiers, rencontrent pourtant une série

2. Williams (1938) [684] définit la valeur d'un actif au sens de l'investisseur, l'« *investment value* » comme « [...] *the present worth of the future dividends in the case of a stock, or the future coupons and principal in the case of a bond* » (p.6).

d'échecs sur le plan empirique. Ils ne parviennent pas à expliquer la totalité des rentabilités d'un nombre croissant de stratégies d'investissement, « les anomalies de marché ». Cette mise en lumière de portions laissées inexplicées par ces modèles théoriques suscite de profonds désaccords en matière d'interprétation.

Bien qu'auteur de la théorie d'efficience informationnelle des marchés (EMH pour « *efficient market hypothesis* »), Fama (1970) [224] conclut que tous les marchés ne sont pas efficaces, car tous ne bénéficient pas d'une concurrence pure et parfaite et d'une absence totale de friction. Ces conditions font de l'EMH une forme d'utopie et conduisent à la question suivante : à quel degré un marché donné est-il efficace ? Fama (1970) [224] hiérarchise sa réponse en trois degrés empiriquement testables (fort, semi-fort et faible). Le caractère scientifique d'une théorie repose, en effet, sur sa réfutabilité (Popper, 1935 [594]). Tester si les marchés sont ou non efficaces implique de recourir à un modèle de formation des prix. C'est pour cette raison que Fama (1970) [224] parle d'hypothèse jointe. L'observation d'anomalies pose un problème fondamental à la communauté scientifique : comment interpréter un échec empirique du MÉDAF ? Fama (2014) [248] admet qu'il est impossible de déterminer si l'échec provient d'un « mauvais » modèle d'équilibre³ ou d'une forme d'inefficience du marché.⁴ Roll (1977) [617] participe à l'épaississement de cette difficulté en précisant que le MÉDAF doit être nécessairement testé à l'aide du portefeuille de marché qui contient l'intégralité des actifs individuels, or ce portefeuille est, par construction, inobservable et renforce l'absence d'alternatives.⁵

Parmi les nombreuses anomalies recensées, celle qui fut la plus étudiée et disséquée est, sans aucun doute, l'« effet taille » introduit par Banz (1981) [47]. Les petites capitalisations

3. La nature linéaire de la relation entre la rentabilité espérée et le risque demeure théorique, car elle repose sur des prix *ex ante*. Tester empiriquement le MÉDAF présente plusieurs difficultés. La rentabilité attendue est liée, par le β , à la rentabilité espérée du marché. Or, empiriquement, seules les rentabilités *ex post*, *i.e.* historiques, sont observables. Les tests empiriques portent ainsi sur des prix *ex post* ce qui nous conduit à parler d'un modèle de marché et non du « MÉDAF » en tant que tel. Cette distinction entre le MÉDAF théorique et le MÉDAF empirique est cruciale et nous pousse à préciser que le MÉDAF empirique sera synonyme, dans cette thèse, de modèle de marché.

4. « *If the test fails, we don't know whether the problem is a bad model of market equilibrium [...] or an inefficient market that overlooks information in setting prices [...]. This is the joint hypothesis problem* » (Fama, 2014 [248], p.1468).

5. Levy et Roll (2010) [488] nuancent toutefois les propos de Roll (1977) [617] et concluent qu'un portefeuille pondéré par capitalisation constitue une approximation acceptable : « *conventional market proxies are shown to be perfectly consistent with the CAPM* » (p.2464).

enregistrent, en moyenne, une rentabilité en excès du taux sans risque supérieure à celle estimée par le modèle de marché. Un « effet de substance » (Basu, 1977 [63] et Ball, 1978 [43]) est également observé et montre que les titres dont le rapport entre valeur comptable et valeur de marché est élevé (faible), produisent des rentabilités supérieures (inférieures) à celles estimées par le MÉDAF *ex post*. Ce phénomène se produit aussi pour les titres dont les taux de rentabilité brute sont élevés, l'« effet de rentabilité brute » (Chen, Novy-Marx et Zhang, 2011 [144], Novy-Marx, 2013 [563]). *A contrario*, les titres dont les politiques d'investissement sont soutenues sont, en moyenne, moins rentables à court terme, que les titres plus conservateurs ce qui forme l'« effet d'investissement » (Cooper, Gulen et Schill, 2008 [174], Chen, Novy-Marx et Zhang, 2010 [144], Aharoni, Grundy et Zeng, 2013 [5]). Bien d'autres effets ont pu être observés sur les marchés boursiers comme l'« effet momentum » qui caractérise une forme d'inertie dans laquelle les prix ascendants (descendants) tendent à poursuivre leurs hausses (baisses) à court terme (Jegadeesh et Titman, 1993 [431] et Carhart, 1997 [129]). Ces anomalies sont interprétées comme des marqueurs d'inefficience pour certains (Banz, 1981 [47]) quand d'autres (Fama et French, 1992 [260], 1993 [261]), partisans de l'hypothèse jointe d'efficience, concluent en la présence de primes de risque. Le risque d'un actif financier est, selon eux, une combinaison de plusieurs facteurs. Fama et French (1993) [261] partent d'un article controversé (Fama et French, 1992 [260]) et proposent un modèle *ad-hoc*, *i.e.* construit pour répondre à des contraintes de nature empirique, capable, selon eux, de capter toutes les portions des rentabilités imputables aux effets de taille et de substance. Bien que leur modèle offre un pouvoir explicatif supérieur, les auteurs ne fournissent pas de justification économique et admettent que le choix de ces facteurs reste arbitraire. Dans une démarche similaire, Carhart (1997) [129] augmente ce modèle d'un quatrième facteur en réponse à l'effet momentum. Fama et French (2015) [281] poursuivent leurs travaux et offrent à la communauté financière un modèle à cinq facteurs dont les deux derniers sont susceptibles de capter respectivement les effets de rentabilité brute et d'investissement. Si les modèles théoriques sont fustigés pour leurs incapacités à intégrer les contenus informationnels imputables à ces effets, le modèle d'évaluation par arbitrage formalisé par Ross (1976) [621] offre une alternative

de nature multifactorielle au MÉDAF dont les modèles de Fama et French (1993 [261] et 2015 [281]) seraient des formulations exogènes explicites issues d'une démarche inductive. Tous ces résultats sont néanmoins mis en cause pour leur manque de fiabilité au regard de la méthodologie appliquée, d'une part, et pour la procédure menée, d'autre part (Black, 1993a [82], 1993b [81], MacKinlay, 1995 [509], Khotari, Shanken et Sloan, 1995 [461]). Ferguson et Shockley (2003) [306] soutiennent, par exemple, que les effets de taille et de substance produisent des résultats factices causés par la mauvaise spécification du modèle de marché. Le débat contradictoire est également porté par le champ de la psychologie des investisseurs (Lakonishok, Shleifer et Vishny, 1994 [478] et Daniel et Titman, 1997 [184] entre autres). Ôtés de bases théoriques préalables, le risque de « *data-mining* » (manipulation de données) est élevé selon Black (1993) [81].

Bien que le MÉDAF jouisse de solides supports théoriques, le nombre croissant d'anomalies⁶ pose une interrogation directe quant à sa validité et conduit à re considérer sa formulation qui apparaît restrictive. Dans une démarche de généralisation du MÉDAF, Rubinstein (1973) [624], Ingersoll (1975) [420] et Kraus et Litzenberger (1976) [463] suggèrent que la formulation du modèle théorique fournit une vision de l'investissement trop restrictive. Selon eux, ce choix ne repose pas seulement sur les paramètres de l'espérance et de la variance. Il se fonde aussi sur le caractère asymétrique et leptokurtique de la distribution des rentabilités. En marge de l'investisseur « moyenne-variance », certains opérateurs cherchent à optimiser leurs allocations d'actifs non pas sur la seule base de critères financiers et comptables, mais intègrent également des préoccupations sociales, éthiques et environnementales aux travers d'investissements socialement responsables.⁷

Malgré leurs carences en fondements théoriques, les modèles *ad-hoc* peuvent-ils gagner une forme de légitimité en montrant qu'ils parviennent à intégrer un contenu informationnel

6. Cochrane (2011) [160] décrit le champ de l'évaluation d'actifs comme un « zoo » de facteurs. Hou, Xue et Zhang (2015) [414] en recensent 437. Harvey et Liu (2019) [390] estiment que ce nombre sera porté à plus de 700 d'ici 2037.

7. L'investissement socialement responsable (ISR) se définit comme 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* » selon l'Association Française de la Gestion financière et du forum pour l'Investissement Responsable.

large et à apparaître comme des solutions pertinentes et efficaces pour l'évaluation du risque des actifs financiers ?

Cette problématique se décompose en trois questions de recherche :

1. Les justifications mises en avant dans la littérature financière, sont-elles valables pour toutes les places financières ? Plus précisément, quels modèles constituent les outils d'évaluation les plus pertinents pour le marché des actions françaises entre 1990 et 2016 ?
2. Dans un axe de généralisation du MÉDAF, le caractère asymétrique (co-skewness) et leptokurtique (co-kurtosis) des distributions de rentabilité constitue-t-il un apport informationnel susceptible d'expliquer les anomalies de marché rendant, par voie de conséquence, les primes de risque caduques ?
3. Si l'hypothèse d'efficience informationnelle, dans une forme semi forte, est vérifiée (toute l'information publique est parfaitement intégrée dans les cours), alors par transitivité, l'information extra-financière l'est également. Si tel est le cas, quelle influence cette notation a-t-elle sur les cours boursiers ? Plus précisément, peut-on proposer un modèle qui intègre la notation extra-financière et qui permette d'expliquer les anomalies-primes de risque recensées dans la littérature ?

Sur le plan de la forme, la thèse est structurée en cinq chapitres dont les trois derniers fournissent une réponse aux trois questions de recherche.

Le premier chapitre présente les fondements théoriques de l'hypothèse d'efficience des marchés et fournit une synthèse des débats qui ont animé ce champ de recherche durant de nombreuses décennies. Il introduit le MÉDAF ainsi que les modèles théoriques développés dans les années 1970. Ce chapitre fait la synthèse des principales critiques adressées à ces modèles comme celles de Roll (1977) [617]. Celles-ci ont conduit les tests empiriques vers une validation conjointe de la théorie de l'efficience du portefeuille de marché et du modèle de marché. Nous présentons la distance de Hansen et Jagannathan (1997) [381] ainsi que le test de Gibbons, Ross et Shanken (1989) [344] et ses extensions (Barillas et Shanken, 2018 [54]).

Le deuxième chapitre expose plus précisément les échecs empiriques du MÉDAF. Il explore les développements théoriques ainsi que les nombreuses tentatives de justification des anomalies issues de la finance comportementale ou de l'approche multidimensionnelle du risque de l'école de Chicago. Nous soulignons les nombreuses difficultés que rencontrent les modèles *ad-hoc* telles que le biais du survivant ou le biais lié au *data-snooping*. La notion d'investissement socialement responsable est introduite ainsi que ses différentes interprétations. Cette notion est débattue selon trois cadres d'analyse que nous présentons. Les entreprises doivent-elles maximiser seulement les intérêts de l'actionnaire (Jensen et Meckling, 1976 [439]), ou ceux de toutes ses parties-prenantes (Freeman, 1984 [320]) ? Une troisième posture suggère qu'une évolution institutionnelle est nécessaire pour que l'intégration de la RSE soit profitable (Rebérioux, 2003 [602] et Vogel, 2005 [674]). Ces trois cadres d'analyse offrent à la communauté scientifique une importante variété de points de vue sur ce que peut être la relation entre la performance sociale et la performance financière.

Le chapitre trois expose notre première étude empirique. Le pouvoir explicatif du modèle de marché est comparé à plusieurs modèles *ad-hoc*.⁸ Nous cherchons à cerner les limites du MÉDAF, d'une part, et à mesurer les pouvoirs explicatifs de chaque modèle aussi bien en séries chronologiques qu'en coupe transversale, d'autre part. Cette comparaison s'inscrit dans un contexte national et pose la question suivante : les primes de risque sont-elles généralisables à tous les marchés ? Les facteurs de risque produits exclusivement pour le marché français permettent-ils de formaliser des modèles conditionnels valides ?

Le quatrième chapitre constitue notre deuxième étude empirique. L'hypothèse testée est la suivante : l'échec empirique du MÉDAF dans l'explication des rentabilités s'explique par sa formulation restrictive qui se limite seulement à l'espérance et à la variance. Selon cette assertion, l'ajout des co-moments d'ordres trois et quatre permet d'expliquer les portions de rentabilité laissées inexpliquées par le MÉDAF. Cette contribution rend, par

8. Plus précisément, nous proposons de nombreuses combinaisons de facteurs explicatifs et utilisons les modèles à trois facteurs de Fama et French (1993) [261], à trois facteurs de Chen, Novy-Marx et Zhang (2011) [144], Hou, Xue et Zhang (2015) [414], à cinq facteurs de Fama et French (2015) [281], (2017) [284] ou encore les modèles de Asness, Frazzini et Perderson (2019) [30].

ailleurs, les facteurs de risques empiriques caducs. Deux procédures sont menées. Dans un premier temps, nous testons si les critères du co-skewness et du co-kurtosis sont à l'origine d'anomalies. Ces critères sont utilisés dans la construction des stratégies à expliquer (terme de gauche de l'équation). Dans un deuxième temps, les deux co-moments sont approximés sous la forme de deux primes de risque (partie droite de l'équation). En l'absence de standard, une méthodologie de construction, proche de celle de Fama et French, est proposée. Ce choix se justifie par la volonté de neutraliser, autant que possible, les biais méthodologiques et offre une base homogène de comparaison.

Le cinquième chapitre présente le troisième essai. Nous testons l'hypothèse selon laquelle la notation extra-financière constitue une information publique intégrée dans les cours. Dans un contexte régional, *i.e.* européen, nous testons la capacité des modèles *ad-hoc* à intégrer une dimension du risque associé à la notation extra-financière. Privés de fondement théorique, ces modèles parviennent-ils à intégrer un contenu informationnel plus large et plus vaste que ceux approximés par des ratios comptables ou financiers ?

Ce travail de recherche présente de nombreux intérêts. Il insiste sur le besoin de disposer d'un outil de gestion et plus particulièrement d'un outil d'évaluation des actifs financiers. En effet, chaque investisseur sur chaque marché boursier a, à tout moment, besoin de mesurer le risque de ses investissements. Le succès du MÉDAF, depuis ces dernières décennies, s'explique probablement par sa formulation simple. Malgré ses limites, le β d'un titre reste une mesure du risque systématique incontournable. L'exploration de ces limites semble nécessaire afin de comprendre ses ressorts. Notre manuscrit insiste sur le besoin de trouver des alternatives en matière d'évaluation. Parmi ces dernières, nous retrouvons de nombreux axes de réflexion propres à la finance comportementale. Un intérêt plus particulier est consacré aux modèles multifactoriels tels que ceux de Fama et French à trois (1993) [261] et à cinq facteurs (2015) [281]. L'application de plusieurs combinaisons de facteurs s'inscrit dans une démarche de validation ou d'infirmité de ces modèles au regard de leurs capacités explicatives. Nous testons ainsi l'hypothèse multidimensionnelle du risque qui sous-tend la validation de l'hypothèse d'efficience. Le cadre théorique dans l'interprétation des résultats revêt une importance majeure, car privés de fondement

théorique, les modèles sont en proie à de nombreux biais (Black, 1993 [81]).

L'objectif des études empiriques, menées au travers de trois essais, est de fournir une analyse la plus complète possible du marché des actions françaises et européennes. À partir d'un échantillon de 1 163 actions françaises et de 12 144 actions européennes, nous cherchons à produire une étude à la fois étayée et représentative des marchés boursiers. L'échantillon européen final comprend 1 310 titres. Ceux-là ont une notation extra-financière et bien qu'ils ne représentent que 11% de l'échantillon en nombre, ils pèsent en 2015 plus de 80% en matière de capitalisation boursière. Les différentes études que nous conduisons dans nos trois essais mobilisent, à l'instar de la littérature, des régressions linéaires dont les coefficients sont estimés de plusieurs manières. Ces estimations sont réalisées en vue d'analyses en séries chronologiques ainsi qu'en coupe transversale.

Bien que les marchés américains constituent un substrat très documenté, la problématique de la généralisation des hypothèses à toutes les places financières est cruciale. Par ce travail de recherche, nous avons l'ambition de présenter des résultats apportant des éclairages sur les comportements des investisseurs à destination des marchés européens et plus particulièrement des investisseurs français.

Ce travail est soucieux de fournir une contribution managériale. Nos résultats alimentent plusieurs conjectures. Nos conclusions sont destinées aussi bien aux chercheurs en finance qu'aux opérateurs de marché. De nombreux fonds d'investissement mettent en place des stratégies basées sur les anomalies comme ce fut le cas pour l'effet taille au milieu des années 1980. Notre objectif consiste à offrir à la communauté financière, au sens large, des recommandations en vue d'estimer plus précisément le risque. Dans un cadre réglementaire soumis à d'importants changements faisant suite à divers épisodes de crises financières, le législateur impose la transparence. En cela, nous adressons à ce dernier que ce travail constitue une pierre supplémentaire pour la compréhension de la formation des prix sur les marchés. L'estimation du risque des produits financiers est au coeur de nos préoccupations. Nous montrons que les modélisations proposées dans cette thèse offrent un cadre de réflexion supplémentaire. Les modèles multifactoriels peuvent intégrer d'autres dimensions du risque que celles purement financières et comptables. C'est dans cette démarche que

cette recherche intègre une modélisation du risque associée à la notation extra-financière. Elle nourrit l'idée que les modèles *ad-hoc* constituent un outil fiable en matière d'intégration de contenus informationnels.

Chapitre 1

Les fondements théoriques de l'hypothèse d'efficience des marchés : les enseignements issus de la littérature financière et économique

« I believe there is no other proposition in economics which has more solid empirical evidence supporting it than the Efficient Market Hypothesis. That hypothesis has been tested and, with very few exceptions, found consistent with the data in a wide variety of markets... » (Jensen, 1978 [437], p.95)

1.1 Introduction

Le premier chapitre de cette thèse présente les concepts théoriques relatifs à l'hypothèse d'efficience des marchés, et plus précisément l'efficience informationnelle. Cet exposé nous permettra d'observer les évolutions de la notion dans ses considérations économiques et financières, de comprendre sur quelles hypothèses elle repose, puis d'analyser ses différentes formes issues et nourries par diverses réflexions d'obédience empirique. Nous exposerons les principaux modèles du champ de l'évaluation des actifs avec le MÉDAF comme modèle de référence. De nombreux modèles furent développés dans les années soixante-dix avec l'objectif d'expliquer la rentabilité des titres par une approche multifactorielle du risque. Bien que ces modèles multifactoriels soient, selon Cochrane (2009) [159], des versions alternatives du modèle fondé sur la fonction d'utilité ou sur la consommation, ils constituent un axe à part entière de réflexion sur l'hypothèse d'efficience. Cette déclinaison des modèles conduit à faire

une triple distinction. 1. Les modèles fondés sur la fonction d'utilité pour lesquels les variables indépendantes sont définies de façon paramétrique relativement à la distribution des rentabilités. 2. Ceux issus de la théorie d'arbitrage où les variables indépendantes apparaissent comme des facteurs macro, micro-économiques ou sectoriels et enfin, 3. les modèles *ad-hoc i.e.* produits spécifiquement pour répondre à des contraintes de nature empirique sans mobiliser de fondement théorique initialement.

1.2 Une synthèse de la théorie de l'efficience informationnelle des marchés

Appréhender le rôle que joue l'information sur les comportements des investisseurs dans la formation des prix de marché constitue un préalable nécessaire à toute étude empirique. La théorie de l'efficience informationnelle des marchés suppose que le prix observé d'un actif reflète à chaque instant toute l'information disponible sans friction ni biais (Fama, 1970 [224]). Cette proposition implique, selon Fama (1965a) [222], (1965b) [221], que les cours boursiers forment des estimations non biaisées de leurs valeurs fondamentales. Un marché efficient suppose, toujours selon Fama (1965a [222], 1965b [221], 1970 [224], 1991 [242], 2014 [248]) une concurrence pure et parfaite telle que les investisseurs intègrent instantanément une nouvelle information permettant *de facto* aux prix de s'ajuster. S'il était possible, pour un investisseur, de savoir en t que le prix d'un actif allait croître (ou décroître) en $t + 1$, ce dernier achèterait (ou vendrait) le titre en question dès t . Le prix d'un actif se définit, dès lors, comme l'agrégat des comportements des individus à chaque instant dans la mesure où il résulte d'une confrontation entre l'offre et la demande. Par construction, les fluctuations de prix s'observent tant que les prix n'ont pas encore intégré toute l'information disponible, mais ce phénomène est supposé immédiat. « *Sur un marché efficient, la concurrence fera en sorte qu'en moyenne, toutes les conséquences des nouvelles informations quant à la valeur intrinsèque seront instantanément reflétées dans les prix* », Fama (1965a)⁹ [222]. C'est la raison pour laquelle « [...] *le prix d'un titre constituera, à tout*

9. Traduction de Orléan (2008) [578], p.1 de la citation suivante : « *In an efficient market, on the average, competition will cause the full effects of new information on intrinsic value to be reflected*

moment, un bon estimateur de sa valeur intrinsèque » Fama (1965a) [222].¹⁰ C'est ce que Orléan (2008) [578] décrit comme l'hypothèse d'objectivité des valeurs financières.¹¹ « [...] Chaque titre a , à tout moment une vraie valeur, ou valeur fondamentale, qui correspond à l'anticipation des revenus que rapportera l'actif » (p.120). L'information concernant les titres est supposée disponible et gratuite pour tous. Un actif financier se négocie sur un marché à un prix formé au regard de sa rentabilité et de son risque. L'information de $t + 1$ est inconnue en t et implique que le changement de prix revêt un caractère aléatoire. Le terme « *random walk* », pour « *marche aléatoire* », permet de caractériser le mouvement des prix des instruments financiers d'une période à une autre. Cette idée repose sur les travaux de Bachelier (1900) [35] mis en lumière par Samuelson (1965) [628] et conditionne la vision de l'efficience dans la mesure où elle implique que les évolutions futures des prix ne peuvent être prédites. Chercher à modéliser les variations de prix n'est pas récent. Le modèle de marche aléatoire, par exemple, provient de l'économiste français Regnault (1863) [603] et est développé par Bachelier (1900) [35] qui suppose, à l'instar de Fama (1965a [222]), que l'atomicité sur un marché est une condition nécessaire. Bachelier (1900) [35] suggère dans sa thèse de doctorat que, pour chaque actif, il y a autant d'acheteurs que de vendeurs, ce qui implique que les spéculateurs sont incapables de se positionner avec certitude à la hausse ou la baisse. Le message implicite est qu'aucun agent économique ne peut, à lui seul, influencer le niveau de prix d'un titre. Fama (1970) [224] formalise l'espérance du prix d'un actif financier j en $t + 1$ comme suit :

$$\mathbb{E}[p_{j,t+1}|\Phi_t] = p_{j,t}(1 + \mathbb{E}[r_{j,t+1}|\Phi_t]) \quad (1.2.0.1)$$

où :

- $\mathbb{E}[\cdot]$ correspond à l'espérance mathématique ;
- $p_{j,t}$, le prix de l'actif j en t et $p_{j,t+1}$, son prix en $t + 1$;
- $r_{j,t+1}$, la rentabilité du titre j sur la période t à $t + 1$;

'instantaneously' in actual prices », Fama (1965a) [222], p.5.

10. « [...] *in an efficient market at any point in time the actual price of a security will be a good estimate of its intrinsic value* » (Fama, 1965a [222])

11. Par définition, un marché pour lequel les prix des actifs sont « vrais », c'est-à-dire qu'ils reflètent les valeurs intrinsèques des titres, est « *efficace* » selon Mignon et Lardic (2006) [538].

— Φ_t , l'information disponible (sans coût) en t et intégrée dans le prix en t .

L'hypothèse que toutes les informations soient intégrées dans les prix implique que seules les nouvelles informations peuvent être de nature à produire des variations de prix. Fama (1970) [224] indique une série de conditions contribuant au développement d'un marché supposé efficient :

1. La première condition concerne la rationalité des investisseurs. Ces derniers sont considérés comme tels s'ils apparaissent en mesure d'interpréter les nouvelles informations dans une démarche d'optimisation du couple rentabilité-risque de leurs investissements. Elle sous-entend la capacité d'interprétation de l'information où une bonne nouvelle suppose une hausse du prix ; une mauvaise suppose, quant à elle, une baisse.
2. L'efficience des marchés peut être obtenue si les coûts d'accès à l'information sont nuls. Une annonce à destination des investisseurs doit être gratuite et disponible pour chacun. En cas de frais pour l'obtenir, les opérateurs de marché sont susceptibles de ne pas réagir (en ne payant pas pour l'obtenir), car le coût imputable à son acquisition peut être supérieur au gain qui résulterait de la variation de prix.
3. L'absence de coûts de transaction¹² (Fama, 1970 [224]). Bien que cette hypothèse ne soit pas vérifiée empiriquement, l'idée que des coûts de transaction existent sur un marché donné fragilise son caractère efficient, car les coûts de transaction constituent des frictions. En ligne avec le développement de la deuxième condition d'efficience relative à la gratuité d'une information, la présence de coûts de transaction suscite une problématique proche. Un arbitrage peut pousser les investisseurs à ne pas prendre position sur le marché, car la variation de prix anticipée peut ne pas être suffisante pour couvrir les frais de transaction. L'idée d'une absence totale de frais permettrait aux investisseurs de chercher à produire des bénéfices à partir de chaque information, quelle qu'elle soit, menant les prix à parfaitement refléter l'information.
4. L'atomicité du marché est essentielle. Le prix d'un actif est défini comme l'agrégat

12. « [...] as long as transactors take account of available information, even large transactions costs that inhibit the flow of transactions do not in themselves imply that when transactions do take place, prices will not "fully reflect" available information » (Fama, 1970 [224], p.388).

des comportements des individus à chaque instant (confrontation entre l'offre et la demande).

Si les prix des titres reflètent pleinement l'information disponible, tous les événements qui interviendront dans le futur, dont dépendent les profits futurs, sont supposés connus et mécaniquement intégrés. Les fluctuations de prix ne peuvent être dues qu'à la réalisation d'événements non anticipés justifiant que les rentabilités soient considérées comme aléatoires. Empiriquement, cela revient à supposer une absence d'autocorrélation des rentabilités au cours du temps. « *This means that the "instantaneous adjustment" property of an efficient market implies that successive price changes in individual securities will be independent* » (Fama, 1995 [243], p.76). Les rentabilités répondent à un processus de bruit blanc. C'est ce caractère imprévisible qui a conduit à associer la théorie de l'efficience informationnelle du marché au modèle de marche aléatoire (Regnault, 1863 [603], Bachelier, 1900 [35], Fama, 1965a [222]).

1.2.1 Le problème de l'hypothèse jointe de Fama

Supposons, à l'instar de Fama (2014) [248], que le prix p_{t+1} est un vecteur de *payoffs* en $t + 1$ (prix plus dividendes) des actifs disponibles en t . Supposons $f(p_{t+1}|\Phi_{tm})$, la distribution jointe des *payoffs* des actifs en $t + 1$ qui résulte d'un lot d'informations (« *information set* ») Φ_{tm} en t . Notons, à présent, $f(p_{t+1}|\Phi_t)$ la distribution jointe des *payoffs* des actifs qui résulte de toute l'information disponible Φ_t . L'hypothèse préliminaire que Fama formule est que les prix en t reflètent toute l'information disponible :

$$f(p_{t+1}|\Phi_{tm}) = f(p_{t+1}|\Phi_t) \quad (1.2.1.1)$$

La condition d'efficience est plus souvent illustrée sous l'angle de l'espérance de rentabilité telle que si $\mathbb{E}[r_{t+1}|\Phi_t]$ est le vecteur des rentabilités espérées qui résultent du lot d'information Φ_t , la condition d'efficience sera réciproquement :

$$\mathbb{E}[r_{t+1}|\Phi_{mt}] = \mathbb{E}[r_{t+1}|\Phi_t] \quad (1.2.1.2)$$

Cette notation dessine les contours de la problématique de l'hypothèse jointe. Les prix en $t + 1$ résultent de l'ensemble d'informations disponibles (Φ_t) à l'instar de l'espérance de rentabilité. Le problème qui se pose est que $f(p_{t+1}|\Phi_{tm})$ et $\mathbb{E}[r_{t+1}|\Phi_{mt}]$ sont inobservables. Les conditions présentées dans les équations 1.2.1.1 et 1.2.1.2 ne sont donc pas testables. La formulation d'une proposition testable nécessite de spécifier comment les prix à l'équilibre en t sont reliés aux caractéristiques de $f(p_{t+1}|\Phi_{tm})$. En d'autres termes, il est nécessaire de recourir à un modèle de formation des prix « *d'équilibre* » (Fama, 2014 [248]) qui intègre le lot d'information Φ_{tm} afin d'estimer $\mathbb{E}[r_{t+1}|\Phi_{mt}]$. « *Tester l'efficience au moyen même d'un simple test de marche aléatoire ou de martingale est déjà un test joint puisque l'on suppose dans ce cas que le modèle de formation des prix répond à un processus de type marche aléatoire ou martingale* » (Mignon, 2008 [537], p.110). Notons que le délai entre t et $t + 1$ doit être court. Bien que Fama ne le mentionne pas en 2014, il fait l'assertion d'instantanéité du processus d'intégration de l'information dans le prix (Fama, 1965a [222]). Enfin, pour comprendre l'étendue de la problématique relative à l'hypothèse jointe, il convient de prolonger le raisonnement de Fama (2014) [248]. Supposons ici, le MÉDAF comme modèle de formation de prix de référence, l'anticipation rationnelle du taux de rentabilité au regard de l'information disponible est égale au taux d'intérêt.¹³

$$\mathbb{E}[r_{t+1}|\Phi_{mt}] = \mathbb{E}[r] \quad (1.2.1.3)$$

Si le marché est efficient, alors l'égalité 1.2.1.2 tient et implique que :

$$\mathbb{E}[r_{t+1}|\Phi_t] = \mathbb{E}[r] \quad (1.2.1.4)$$

Sous l'hypothèse que $\mathbb{E}[r_{t+1}|\Phi_{mt}] = \mathbb{E}[r_{t+1}|\Phi_t]$, l'implication théorique de l'équation 1.2.1.3 est qu'une régression de r_{t+1} à l'aide de régresseurs issus de Φ_t doit produire des estimateurs non significativement différents de zéro. Cette assertion est la simple conséquence de la parfaite intégration de l'information en $t + 1$. Bien que ce raisonnement apparaisse aisé à appliquer empiriquement, il soulève une problématique majeure relative

13. « *The model of market equilibrium in Fama (1975) [228] is that the expected real return is constant, $\mathbb{E}[r_{t+1}] = r$ » (Fama, 2014 [248], p.1471).*

à l'hypothèse jointe : comment interpréter un échec de ce test statistique ? Fama (2014) [248] revient sur l'impasse que constitue cette hypothèse : « *if the test fails, we don't know whether the problem is a bad model of market equilibrium [...] or an inefficient market that overlooks information in setting prices [...]. This is the joint hypothesis problem* » (Fama, 2014 [248], p.1468). La problématique liée à l'observation de coefficients significativement différents de zéro fut soulevée lors des tests d'autocorrélation des rentabilités.

Fama (2014) [248] conclut *in fine* que le terme « joint » est véritablement bilatéral. L'hypothèse d'efficience des marchés est toujours testée à l'aide d'un modèle d'équilibre de formation des prix, et réciproquement. Les modèles tels que le MÉDAF (Sharpe, 1964 [638], Lintner, 1965 [495], Mossin, 1966 [553], Black, 1972 [80]), le modèle intertemporel de Merton (1973) [533] ou le modèle intertemporel fondé sur la consommation (Rubinstein, 1976 [625], Lucas, 1978 [505], Breeden, 1979 [103], Mehra et Prescott, 1985 [529], Ferson et Constantinides, 1991 [312]) assument implicitement ou explicitement que toutes les informations sont disponibles sans friction (coûts de transaction ou frais divers d'acquisition de l'information) pour tous les opérateurs de marché. Les hypothèses fondatrices de ces modèles tendent, par ailleurs, à considérer une forme forte de l'efficience.

L'hypothèse d'efficience des marchés constitue, sans aucun doute, un point de tension majeur. L'hypothèse de marche aléatoire associée fut fragilisée par l'observation de rentabilités autocorrélées suggérant *in fine* que le modèle de marche aléatoire est soit trop restrictif, soit inadapté. Samuelson (1965) [628] rejette l'idée que les prix observés fluctuent autour de leurs valeurs fondamentales, car cela reviendrait à rendre possible l'achat (ou la vente) de titres dont les prix sont inférieurs (ou supérieurs) à la valeur fondamentale donc sous (ou sur) évalués. En d'autres termes, il refuse d'envisager l'hypothèse d'opportunités d'arbitrage à l'instar de Fama (1965a) [222] qui, rappelons-le, stipule une égalité constante entre prix observés et valeurs fondamentales. Il est impossible chez Samuelson (1965) [628] de réaliser des profits anormaux. En effet, dans son modèle de martingale, il suppose 1. l'imprévisibilité des prix futurs et 2. l'égalité constante entre valeur de marché et valeur intrinsèque. La relation entre marche aléatoire et efficience de marché ne forme donc pas une équivalence. Le prix p_t suit une martingale si $\mathbb{E}[p_{t+1}|\Phi_t] = p_t$. Cela signifie, concrètement,

que la meilleure anticipation possible à horizon $t + 1$ à partir des informations Φ_t est p_t . C'est par ce raisonnement que Samuelson (1965) [628] exclut l'hypothèse de pouvoir générer des profits anormaux. Jensen (1978) [437] proposa une définition plus souple où : « *a market is efficient with respect to information set Φ_t if it is impossible to make economic profits by trading on the basis of information set Φ_t* » (p.96). Cette définition apparaît comme un compromis satisfaisant avec l'observation de faibles dépendances des rentabilités qui demeurent minimales et insuffisantes pour générer des profits anormaux. « *Les marchés financiers efficaces ne permettent pas aux investisseurs de réaliser des gains supérieurs à la moyenne sans accepter de prendre des risques supérieurs à la moyenne* » (Malkiel, 2003 [515]¹⁴). Considérer que le prix d'un actif sur le marché évolue par fluctuations aléatoires autour de sa valeur fondamentale offre, pourtant, un cadre d'analyse plus adéquat. Sur le plan technique, cette approche rend compatible le fait d'observer des cours qui s'éloignent de leurs valeurs fondamentales sans pour autant que les acteurs sachent à quel moment ils seront en mesure d'exploiter ces décalages. L'efficience de marché informationnelle n'a, de ce point de vue, pas vocation à exclure l'existence de bulles spéculatives ou d'actions correctives prises par le marché.

L'existence des bulles financières¹⁵ demeure une problématique centrale pour les professionnels de la finance et constitue un paradoxe avec la théorie économique. Les bulles se caractérisent par une forte hausse du prix indépendamment de la valeur fondamentale du titre suivie d'une violente baisse analysée comme un retour à la valeur fondamentale. L'hypothèse d'efficience des marchés développée par Fama (1970) [224] est incompatible avec ce phénomène. Aussi brutales que puissent être les amplitudes du prix d'un titre, elles peuvent être expliquées mécaniquement par l'intégration d'informations nouvelles modifiant les anticipations et révisant la valeur intrinsèque de ce titre. Greenwood, Shleifer

14. Cette hypothèse est présente implicitement ou explicitement dans tous ses travaux de recherche *i.e.* Malkiel (1992 [513], 1995 [514], 2003 [515], 2005 [516], 2007 [517]).

15. Camerer (1989) [116] distingue trois catégories de bulles : spéculatives, psychologiques et informationnelles. La première correspond à un mouvement d'inertie des agents qui, anticipant que d'autres agents feront de même, achètent un actif dans le but de le revendre à court terme avec une plus-value. Une bulle psychologique se matérialise lorsque les agents sont biaisés par un comportement social ou psychologique lorsqu'ils ouvrent ou clôturent leurs positions sur le marché. Le dernier type de bulle survient lorsque la valeur fondamentale d'un actif et les anticipations le concernant sont estimées différemment, ce qui amène les agents à produire des anticipations hétérogènes.

et You (2019) [361] testent empiriquement l'assertion de Fama (2014) [248] concernant l'existence de bulles spéculatives qu'il définit comme une hausse irrationnelle du prix d'un actif condamné à baisser ensuite.¹⁶ Les auteurs travaillent sur les secteurs d'activité américains de 1926 à 2014 et sur des échantillons internationaux de 1985 à 2014. Le découpage d'industries est réalisé à partir de la classification faite par Fama et French (1997) [266]. Ils concluent dans leur article à destination de Fama (« *Bubbles for Fama* ») que sa position consistant à réfuter l'existence de bulles spéculatives peut être corroborée empiriquement. En effet, une forte hausse des prix dans un secteur donné ne s'accompagne pas nécessairement d'une forte baisse. La notion de forte hausse de prix désigne, ici, une hausse de prix au sein d'un secteur d'activité calculée comme un indice pondéré par capitalisation.¹⁷ En moyenne, Greenwood, Shleifer et You, 2019 [361] n'observent pas de diminution significative des rentabilités suite à des épisodes d'importantes hausses de prix. Les rentabilités moyennes *post*-hausse dans les secteurs à succès ponctuel finissent par converger dans les deux ans en moyenne tous échantillons confondus (américain et international). Ils avancent par ailleurs que la crise internet est une bulle qui se démarque des autres, car cette dernière éclata. De nombreux secteurs ont vu les prix des actifs augmenter fortement sans observer, ensuite, de baisse. Les prix du secteur de la santé ont, par exemple, augmenté de 100% entre avril 1976 et avril 1978 et ont poursuivi leurs hausses de plus de 65% par an en moyenne sur les trois années qui suivirent sans subir de baisse ou de ralentissement jusqu'en 1981. Bien qu'ils n'observent pas de rentabilités baissières faisant suite à des événements haussiers, ils notent que les épisodes de hausses de prix s'accompagnent d'une probabilité accrue de krach boursier. Le krach est, ici, défini comme une baisse d'au moins 40% comprise dans une fenêtre temporelle de deux ans. En moyenne, les industries qui connaissent des hausses de 50% à 100% des prix voient leurs probabilités de krach augmenter respectivement de 20% à 53%. Celles dont les prix augmentent de 150% ont une hausse de leurs probabilités de 80%. Cette propension de

16. « *"bubble" as an irrational strong price increase that implies a predictable strong decline* » (Fama, 2013 [248] p.1475).

17. « *Our definition of a price run-up is based on the industry value-weighted return. This does not mean that the price run-up is limited only to the large firms in the industry* » (Greenwood, Shleifer et You, 2019 [361], p.23)

krach est calculée sur la base de la volatilité.

Greenwood, Shleifer et You (2019) [361] comptent 21 épisodes durant lesquels des krachs boursiers ont eu lieu. Ces derniers se sont produits en moyenne six mois après le pic des prix. Ils notent également que la performance moyenne des industries après qu'ils eurent commencé à les caractériser comme bulles est de 30%. Ils confirment ainsi l'adage selon lequel il n'est pas aisé de parier contre les bulles et ce, même si nous avons raison sur leurs natures *ex ante* (p.21).

Ces résultats s'inscrivent dans les travaux préalablement effectués par Fama et Schwert (1977) [298], mais offrent des conclusions sensiblement différentes. Fama et Schwert (1977) [298] n'observent pas de possibilité de prédictions des cours baissiers lorsqu'ils utilisent comme variable prédictive le bon du Trésor américain à court terme. Quant aux travaux de Fama et French (1987) [255], les anticipations à partir des rentabilités négatives de dividendes ne sont guère plus convaincantes. Cette absence de stabilité est par ailleurs qualifiée d'effet « *traître* » par Fama en 2014 [248].

En ligne avec ce qui fut mentionné préalablement, la notion d'efficience de Fama de 1965 ([222], [221]) ne s'affranchit pas de limites. Elle suggère un contexte informationnel unifié lui conférant un caractère non testable empiriquement. Il s'agit d'une fragilité particulièrement saillante selon Popper (1935) [594] relativement à sa dimension scientifique. « [...] *j'admettrai certainement qu'un système n'est empirique ou scientifique que s'il est susceptible d'être soumis à des tests expérimentaux* ». La dimension scientifique de la théorie de l'efficience des marchés de 1965 est *de facto* discutable dans la mesure où cette théorie n'est pas réfutable, car non testable (problème d'hypothèse jointe). Fama (1970) [224], conscient de cette limite, introduit l'idée que l'efficience n'est pas un concept uniforme et que les marchés ne sont pas toujours efficaces. Plus précisément, aucun marché n'est *parfaitement* efficace tant qu'il n'est pas 1. parfaitement concurrentiel et 2. sans friction. Une question empirique émerge et interroge : dans quelle mesure, ou à quel degré, un marché donné se rapproche-t-il de cette idée finalement inatteignable¹⁸ ? Sur la base des

18. Voir l'intervention de Cochrane « *A Brief History of the Efficient Market Hypothesis* » présentée en introduction le 10 octobre 2008, lors de la conférence organisée par l'American Finance Association à l'Université de Chicago.

travaux de Roberts (1967) [610], Fama (1970) [224], (1991) [242] distingue trois niveaux d'efficience sur les marchés : *faible*, *semi-forte* et *forte*.

De nombreuses études empiriques ont été menées sur l'efficience, mais bien que ces dernières reposent sur une théorie, somme toute unifiée, elles ne supposent pas la même hypothèse initiale. Elles testent la forme faible par la prévisibilité des cours pour certaines. D'autres s'intéressent à l'effet qu'entraînent les informations rendues publiques sur les prix (forme semi-forte) et, enfin, le reste porte sur les délits d'initiés et la performance des gérants (forme forte). Ces trois formes sont présentées plus en détail dans les sections qui suivent.

1.2.2 La forme faible de l'efficience

Une forme faible de l'efficience pour un marché donné implique que les prix des titres qui le composent intègrent toute l'information passée. En choisissant différents intervalles temporels (fréquences et longueurs des périodes d'études), les hypothèses de marche aléatoire caractérisant la dimension imprévisible des prix des actifs sont testées. De fait, les moyens mis en place par les partisans de l'efficience faible comme l'analyse technique ne parviennent pas, selon Fama (1995) [243], à produire des rentabilités suffisantes pour remettre en question les deux plus haut degrés.¹⁹ Fama et French (1988) [258] nuancent toutefois leurs propos lorsqu'ils travaillent sur les rentabilités du NYSE en montrant de l'autocorrélation lorsque les fréquences sont journalières et hebdomadaires. Gilles (1991) [346] souligne également l'existence de faibles dépendances pour les rentabilités dont les fréquences sont journalières et hebdomadaires. Il remarque, néanmoins, qu'une revue de la littérature à ce sujet conduit à observer plusieurs études mettant en exergue que les coefficients de corrélation sont rarement convaincants, peu stables et ne permettent généralement pas, lorsqu'ils le sont, de réaliser des excès de rentabilités après déduction des coûts de transaction. Il conclut sur ce point qu'il est nécessaire de rester prudent pour toute interprétation, de surcroît lorsqu'il s'agit de coefficients de corrélation. En effet,

19. « [...] The statistical tests tend to support the assumption of independence, one then infers that there are probably no mechanical trading rules or chartist techniques, based solely on patterns in the past history of price changes, which would make the expected profits of the investor greater than they would be with a simple buy-and-hold policy » (Fama, 1995 [243], p.77).

aucun travail n'indique à partir de quel seuil de corrélation il est possible d'obtenir des rentabilités anormales. Les divers tests statistiques qui furent conduits concernant le degré faible d'efficience par le biais de la détection d'autocorrélation ont, en règle générale, montré peu de coefficients significativement différents de zéro pour les études dont les fréquences sont mensuelles. Mignon (2008) [537] souligne le problème qui se manifeste lorsque les tests économétriques mettent en lumière une prévisibilité des rentabilités à partir des cours passés. Les partisans de la théorie d'efficience déclarent ouvertement que ce phénomène ne remet nullement en cause l'efficience. Fama et French (1988) [258] montrent que les rentabilités des titres issus du NYSE dont les fréquences sont journalières et hebdomadaires sont autocorrélées à court terme sur la période 1926 à 1985. Ils attestent par ailleurs que cette problématique est régulièrement rencontrée empiriquement. « *Sample sizes for such short return horizons are typically large, and reliable evidence of nonzero autocorrelation is common* » (Fama et French, 1988 [257] p.246). Bien que les résultats de leur étude ne soient pas dirigés dans le sens d'une prescription pour une fréquence optimale, le pas mensuel confère des résultats provoquant une atténuation du phénomène²⁰ justifiant sa recommandation et son application dans le cadre de nos travaux. Notons que cette fréquence n'est pas sans poser de limites, car elle montre également de l'autocorrélation, mais dans de moindres mesures. Des résultats, similaires, sont observables dans Fama et Schwert (1977) [298], Fama (1981) [235], Keim et Stambaugh (1986) [448] puis French, Schwert et Stambaugh (1987) [328]. La fréquence mensuelle des rentabilités montre également des limites lorsqu'elle est utilisée dans de longues séries,²¹ mais cette contrainte est une limite qu'elle subit plus qu'elle ne produit. Jensen (1978) [437] soutient que le marché demeure efficient tant qu'il n'est pas possible de réaliser de profits significatifs et stables à long terme. Cette vision que nous avons présentée comme consensuelle sera implicitement

20. « *There is much evidence that stock returns are predictable. The common conclusion, usually from tests on monthly data, is that the predictable component of returns, or equivalently, the variation through time of expected returns, is a small fraction (usually less than 3%) of return variances* (Fama et French, 1988a [257], p.3).

21. « *Like Pastor and Stambaugh (2012) [582], we find that uncertainty about the expected monthly return can have a large impact on uncertainty about long horizon payoffs. Noise in the estimate of a monthly or annual expected return is dwarfed by uncertainty about the unexpected return, but imprecision in the estimate of the expected return has a big impact on the dispersion of possible payoffs from a 20-year investment* » (Fama et French, 2018c [286]).

reprise par Fama (1965a) [222] et (1965b) [221] qui étudie l'autocorrélation de rentabilités journalières de 30 titres cotés sur le Dow Jones de 1957 à 1962. Bien qu'existante, à l'instar de son travail avec French en 1988 [258], cette autocorrélation demeure relativement faible (bien que statistiquement significative à un seul de confiance de 5%) et insuffisante pour effectuer des prédictions militent pour un degré d'efficience supérieur à celui de la forme faible. Ce résultat est également corroboré par Conrad et Kaul (1988) [171] qui observent toutefois une autocorrélation négative qui se distingue selon les termes d'analyse. À long terme, elle est plus élevée qu'à court terme. Malkiel (2003) [515] se positionne également dans cet axe en affirmant qu'en l'absence de profits anormaux, l'observation de ces autocorrélations, même significatives d'un point de vue statistique, ne le sont pas économiquement et ne remettent pas en cause l'efficience du marché concerné. Au mieux, elle la fragilise sensiblement. De plus, l'autocorrélation ne semble pas stable, car elle montre une aptitude à être plus forte lorsque la période de la grande dépression de 1929 est intégrée dans la période d'étude. Summers (1986) [658] atteste qu'il ne convient pas de trancher en faveur ou non de l'efficience sur la seule base d'examen de rentabilités potentiellement autocorrélées à court terme. L'auteur argumente qu'une autocorrélation de court terme ne peut être qualifiée comme telle, et ce même si le processus l'est bien. Summers (1986) [658] pose une condition stricte relative à l'étude de longues séries qui constitue une condition, selon lui, *sine qua non*. Un modèle de formation de prix comme le modèle d'actualisation des dividendes espérés qui serait validé devrait montrer des rentabilités négativement autocorrélées caractérisant un retour naturel à la moyenne. Les périodes de hausse de prix, s'accompagnent de baisses subséquentes et réciproquement. Cet effet qu'il qualifie de « *mean reversal* » est un phénomène naturel qui ne discrédite pas l'hypothèse d'efficience des marchés et justifie, dans un sens confortable, les résultats de Fama et French (1988) [257]. Ce phénomène de retour à la moyenne sera également documenté dans les travaux de Poterba et Summers (1988) [598]. Ces derniers examinent les marchés actions américains entre 1871 et 1986 ainsi que 17 marchés internationaux sur une période sensiblement plus courte en raison de la disponibilité des données (1957 à 1985). En ligne avec ce qui fut avancé plus tôt, les auteurs observent une autocorrélation

des rentabilités des marchés actions à court terme. Celle-ci est positive et devient négative à long terme. Lo (1988) [498] propose de tester le modèle de marché aléatoire sur le marché américain à l'aide de données hebdomadaires. Ses résultats réfutent les conclusions de Poterba et Summers (1986) [597] sur la période allant 1963 à 1985. Il rejette le modèle de marche aléatoire quelle que soit la fréquence de calcul des rentabilités et indique que ce résultat s'explique par la présence de petites capitalisations insuffisamment liquides dans son échantillon. Bien que le modèle de marche aléatoire soit rejeté, les auteurs n'utilisent pas ce résultat comme justification validant une quelconque forme de « *mean reversal* ».

Campbell, Lo et MacKinlay (1997) [127] réfutent l'idée de retour à la moyenne des cours boursiers en justifiant que très peu d'exemples peuvent venir la corroborer. Ils avancent également que la recherche d'une démonstration de retour à la moyenne est fragilisée par la difficulté de produire des tests économétriques suffisamment robustes sur des historiques assez profonds. Cette difficulté s'accroît également lorsque les investisseurs cherchent à mettre en place des stratégies d'investissement basées sur des croyances sans fondement théorique. Pastor et Stambaugh (2009) [581] concluent, en effet, sur l'impossibilité de relier théoriquement quelques observations empiriques de retour à la moyenne à une baisse certaine du risque absolu des actions lorsque l'investissement porte sur un horizon de long terme.

1.2.3 La forme semi-forte de l'efficience

La forme semi-forte d'efficience stipule que le prix actuel d'un actif reflète non seulement les cours antérieurs, mais aussi l'information publique disponible dans son intégralité. La notion d'information publique, ici, reflète les diverses communications financières légales (rapports annuels, trimestriels, etc.), toutes les communications relatives aux annonces de résultats, aux distributions de dividendes, d'actions gratuites qui émanent de l'entreprise ainsi que toutes les communications externes (analystes, courtiers externes, etc.). À l'instar de la forme faible, les formes semi-fortes et fortes ont l'avantage d'être testables empiriquement. Dans le cas présent, il s'agit d'interroger si les prix des actifs réagissent de manière immédiate aux informations nouvellement transmises sur le marché.

À partir de ce qui fut exposé, il est attendu que le prix d'un actif réagisse de façon instantanée et proportionnée à l'annonce d'une nouvelle relative à l'entreprise. La notion de proportionnalité doit, ici, s'apprécier comme la conséquence de la capacité d'interprétation des agents face à une nouvelle information. L'annonce d'un chiffre d'affaires annuel en légère baisse ne devrait théoriquement pas conduire à une baisse importante du cours. Fama (1970) [224] n'admet pas de latence relative à cet ajustement, or la rapidité avec laquelle un prix intègre une information est, dans ce contexte précis, un marqueur du degré d'efficience. Plus les cours boursiers tendent à s'ajuster rapidement et plus le marché apparaîtra efficient. Cette hypothèse d'ajustement rapide, voire instantané, est suggérée dans les travaux de Campbell, Lo et MacKinlay (1997) [127]²² lorsque ceux-ci s'appuient sur le travail de Black (1971) [79]. Ce dernier souleva une question intéressante : comment expliquer que l'analyse fondamentale soit si difficile ? En d'autres termes, comment expliquer que des experts en finance n'aient pas davantage de succès face à des amateurs ? À cette question, il répond que la concurrence au sein d'un marché parfait est si intense qu'elle éradique ce décalage de compétences. Quand une nouvelle information concernant les fondamentaux d'une firme est dévoilée, les investisseurs se précipitent pour en tirer profit à tel point que seule, une infime partie, parvient à bénéficier de ce décalage.²³ Black (1971) [79] converge ainsi vers la définition de Jensen (1978) [437] en admettant implicitement que l'atomicité du marché est un paramètre conditionnant l'efficience dans la mesure où il n'est pas possible de produire de rentabilités anormales de façon constante.

Bien que la grande majorité des travaux scientifiques portant sur l'ajustement des prix à l'information rejette la forme faible de l'efficience informationnelle, Bernard et Thomas (1989), [76] et Ikenberry et Ramnath (2002) [419] observent que l'ajustement des prix peut prendre plusieurs mois selon les annonces, fragilisant la dynamique forte et semi-forte de l'hypothèse. En ligne avec la critique de Mignon (2008) [537] sur l'incapacité

22. « *A perfect market for a stock is one in which there are no profits to be made by people who have no special information about the company, and in which it is difficult even for people who do have special information to make profits, because the price adjusts so rapidly as the information becomes available* » (Campbell, Lo et MacKinlay, 1997 [127], p.23).

23. Black (1971) [79] : « *Because competition is so severe. When a new price of fundamental information becomes available, investors scramble to act on it, and the price moves so fast that few make any money* » (p.21).

à conclure que le marché est inefficent lorsque les tests des modèles marquent un échec (p.111), Fama (1991) [242] atteste que la problématique d'hypothèse jointe peut affecter les résultats empiriques et que ce problème ne permet pas, à lui seul, une quelconque remise en cause de l'hypothèse d'efficience. Fama (1998) [245] avance que les sur et sous réactions, régulièrement interprétées comme marqueur d'inefficience, s'équilibrent à long terme.

1.2.4 La forme forte de l'efficience

La forme forte de l'hypothèse d'efficience suppose que le prix de marché actuel intègre la totalité des informations. Il s'agit non seulement des informations antérieures, mais aussi toutes celles qui sont publiques et privées (secrets industriels, études des performances internes, etc.). La conséquence d'une telle assertion est qu'aucun investisseur ne peut battre le marché qu'il soit initié ou non en réalisant des gains anormaux.²⁴ En théorie, les initiés qui disposent d'informations privées et qui cherchent à en tirer profit sont repérés par le reste des investisseurs au regard de la nature des opérations qu'ils effectuent puis copiés. Ces opérations formalisent, en effet, un signal perçu par le marché comme un résultat anticipé d'une information qui sera rendue publique dans le futur. Empiriquement, chercher à savoir si les marchés sont fortement efficients revient à mesurer si les initiés (*insiders*) parviennent à effectuer des gains anormaux lorsque ces derniers sont en possession d'informations privilégiées. Malkiel (2003) [515] attestent, par ailleurs, que les tests cherchant à mesurer la capacité des opérateurs à produire des rentabilités anormales constituent les tests les plus directs de l'efficience informationnelle. Jaffe (1974) [425] étudie les performances boursières d'opérateurs initiés. Il mit en évidence, d'une part, que les informations privilégiées ne sont que partiellement, voire très partiellement intégrées dans les prix, et, d'autre part, que ces opérateurs initiés produisaient des performances très significatives. Ces résultats viennent amoindrir les formes fortes et semi-fortes et font conclure à Jaffe (1974) [425] que les marchés financiers, dans leur globalité, ne s'ajustent pas aux prises de positions émanant de spéculateurs initiés. Il est possible, selon l'auteur, de réaliser des profits anormaux grâce aux informations privilégiées. Le marché n'est, de ce fait, ni efficient au sens fort, car

24. « *I'd compare stock pickers to astrologers* » [...] « *But I don't want to bad-mouth the astrologers.* » : Interview de Fama par Fortune le 7 juin 1998.

l'information privée n'est peu ou pas intégrée dans les prix, ni au sens semi-fort dans la mesure où l'ajustement des prix est trop lent. Cette conclusion est partagée par Ferreira (1995) [307] qui confirme que les investisseurs initiés présents dans les firmes produisent des rentabilités anormales en intégrant dans leurs évaluations du prix les informations encore non publiques. À l'opposé, Kerr (1980) [451] analyse le différentiel de rentabilité entre 12 portefeuilles formés par des initiés à 12 portefeuilles aléatoires. Les résultats ne mettent en évidence aucune différence significative entre les populations d'investisseurs. Aktas, De Bodt et Van Oppens (2008) [6] analysent les ajustements de prix avec un horizon de court terme à l'aide d'une fenêtre temporelle de vingt-deux jours comprenant les opérations réalisées par des initiés. Ces opérateurs parviennent à produire selon les auteurs des rentabilités anormales relativement faibles, mais significatives. Gillet et Szafarz (2004) [347] stipulent que la prise en compte de l'information privée est difficilement mesurable à cause du caractère illégal que revêt l'utilisation d'informations non encore publiques. Les tests se distinguent, selon les auteurs, en trois catégories :

1. les tests dits directs qui concernent les délits d'initiés mis en évidence par les autorités,
2. les tests dits indirects ayant vocation à analyser les rentabilités anormales de certains fonds perçus comme des entités initiées,
3. les analyses de comportement de groupes d'initiés.

Les résultats issus de ces catégories demeurent toutefois limités par de faibles échantillons. En l'état, les résultats dits directs convergent vers l'idée qu'il existe des poches arbitrables qui reposent sur l'information privilégiée permettant de réaliser des rentabilités anormales et qui favorisent la vitesse d'ajustement des cours à l'information, grâce aux opérations effectuées par des spéculateurs initiés à partir de la fourchette des prix.

Les tests dits indirects produits à partir de la performance de fonds d'investissement apportent des résultats difficilement interprétables. Si ces derniers réalisent des rentabilités anormales, il est tout à fait concevable de conclure que les gérants parviennent à produire les bonnes anticipations à partir de l'information publique. Lorsque le marché ne leur donne pas raison (ce qui le plus souvent le cas), cela peut tenir au fait que le marché

bénéficie d'une efficience de forme forte et qui, par définition, ne peut être battu. Il est également possible de conclure que ces fonds d'investissement n'avaient pas accès à de l'information privilégiée au moment opportun.

Les analyses de comportement de groupes d'initiés (Gillet et Szafarz, 2004 [347], p.14) militent vers une relation de cause à effet directe entre l'obtention d'information privilégiée et la réalisation de bénéfices anormaux. En effet, la médiatisation de plusieurs scandales financiers menant à des condamnations pour délits d'initiés justifie cette croyance.

1.2.5 Une définition fragile de l'efficience

Bien que les travaux préalables de Fama en 1965 marquent une avancée certaine dans la formalisation de la théorie de l'efficience, il faudra attendre 1970 pour que cette dernière se voie attribuer une définition stable. Fama (1970) [224] déclare, ainsi, qu'un « *marché dans lequel les prix "reflètent pleinement" et toujours l'information disponible est appelé "efficient"* » (p.383). Il définit toutefois un concept à partir d'un autre, qui n'est, lui-même non préalablement défini. La phrase originale comprend des guillemets qui, dans ce contexte, soulignent le caractère imprécis quant à l'idée mobilisée. À la première lecture de l'expression « *refléter pleinement* », on peut de manière légitime s'attendre à une amorce qui sera par la suite précisée, or cette dernière est définie par une expression souffrant des mêmes carences. Bien conscient de cette limite, Fama précise que l'expression « *refléter pleinement* » est si générale qu'elle ne revêt aucune dimension empiriquement testable. « *The definitional statement that in an efficient market prices "fully reflect" available information is so general that it has no empirically testable implication* » (Fama, 1970 [224], p.384). La suite de l'article confirme que cette ambiguïté ne sera pas corrigée, mais conservée en l'état grâce à l'utilisation de la forme conditionnelle « *une possibilité serait de poser que...* ». Cette tournure indique que la définition est trop imprécise et rend la théorie de l'efficience non testable. LeRoy (1976) [482] démontre, par ailleurs, que les premières équations de Fama (1970) [224] forment une tautologie. Partant des définitions

indiquées par Fama (1970) [224] :

$$\mathbb{E}[p_{j,t+1}|\Phi_t] = p_{j,t}(1 + \mathbb{E}[r_{j,t+1}|\Phi_t]) \quad (1.2.5.1)$$

où $\mathbb{E}[\cdot]$ est un opérateur d'espérance mathématique, p est une variable aléatoire, et Φ_t , un lot d'informations en t . p_j et r_j correspondent, respectivement, au prix et au taux de rentabilité de l'actif j . Fama (1970) [224] stipule que dans un jeu « juste » (*fair game*), les termes $\mathbb{E}[p_{j,t+1}|\Phi_t]$ et $p_{j,t+1}$ sont égaux. Cette mesure de justesse du jeu approximée par la variable $x_{j,t+1}$ renvoie à :

$$x_{j,t+1} = p_{j,t+1} - \mathbb{E}[p_{j,t+1}|\Phi_t] \quad (1.2.5.2)$$

et par construction :

$$z_{j,t+1} = r_{j,t+1} - \mathbb{E}[r_{j,t+1}|\Phi_t] \quad (1.2.5.3)$$

avec

$$\mathbb{E}[x_{j,t+1}|\Phi_t] = \mathbb{E}[z_{j,t+1}|\Phi_t] = 0 \quad (1.2.5.4)$$

Plus généralement, on peut définir la distance, ou bien la différence entre la valeur de marché actuelle et la valeur espérée conditionnelle qui est supposée, selon Fama (1965a) [222], (1965b) [221], (1970) [224], être nulle : $\mathbb{E}[V_{j,t+1}|\Phi_t] = 0$. Les prix de marché doivent objectivement refléter la valeur intrinsèque des titres. Fama (1970) [224] atteste que cette expression peut être utilisée comme une implication testable de l'efficience des marchés, mais la difficulté qui émerge dans ses définitions est qu'elles sont tautologiques. Les processus stochastiques $\{r_{j,t}\}$, $\{p_{j,t}\}$, $\{x_{j,t}\}$, $\{z_{j,t}\}$ sont liés aux équations 1.2.5.2 et 1.2.5.3 avec une définition de la rentabilité telle que :

$$r_{j,t+1} = \frac{p_{j,t+1} - p_{j,t}}{p_{j,t}} \quad (1.2.5.5)$$

et obéissent aux expressions 1.2.5.1 et 1.2.5.4. Fama (1976c) [229] répond à cette

critique la même année et, bien que sa réponse comprenne dès la cinquième ligne « *I do not agree, however, with LeRoy's statement that the discussion of the efficient markets theory in [1] is tautological* », il ne défend pas sa formulation de 1970 [224], mais en propose une autre (Fama, 1976 [229], p.143). Fama (1976c) [229] choisit d'adopter non pas un modèle standard, mais un modèle d'équilibre. Les tests portant sur les premières équations doivent impérativement supposer un « *modèle d'équilibre* ». Cette réponse apparaît satisfaisante d'un point de vue opérationnel, mais entretient un certain flou sur ce qu'est véritablement le « *modèle d'équilibre* », si ce n'est qu'il porte sur « *l'équilibre de marché* ». Notons que les guillemets autour des concepts de « refléter pleinement » et « efficient » disparaissent dans la version de 1991 [242] intégrant la formulation proposée en réponse à LeRoy (1976) [482].

Bien que de nombreux travaux aient cherché à tester l'hypothèse d'efficience sur un plan empirique, il en ressort, un large désaccord. Mignon et Lardic (2006) [538] expliquent ce désaccord selon trois éléments :

1. L'hypothèse d'efficience des marchés demeure associée à un modèle de formation des prix et ne peut s'affranchir de la problématique de l'hypothèse jointe.²⁵ La majorité des auteurs considèrent, comme référence, le modèle d'actualisation des dividendes futurs espérés sur la base d'anticipation d'agents économiques rationnels. Le prix d'un actif en circulation dépend seulement des anticipations rationnelles des dividendes sous hypothèse que ces derniers intègrent toute l'information disponible, ce qui débouche inlassablement sur le problème de l'hypothèse jointe. « *Tests of efficiency basically test whether the properties of expected returns implied by the assumed model of market equilibrium are observed in actual returns* » (Fama, 2014 [248], p.1467). Comment interpréter les résultats infirmant un modèle ? Une inefficience du marché ou bien une mauvaise spécification du modèle ? (Mignon et Lardic, 2006, [538], p.10). Cette impasse brille de surcroît par sa difficulté singulière à y répondre. La détermination de la valeur fondamentale d'une action *i.e.* « *la valeur*

25. « *The difficulty is making the hypothesis testable. We can't test whether the market does what it is supposed to do unless we specify what it is supposed to do. In other words, we need an asset pricing model, a model that specifies the characteristics of rational expected asset returns in a market equilibrium* » (Fama, 2014 [248], p.1467).

déterminée par les fondamentaux économiques est, [déjà] particulièrement difficile à déterminer » (Mignon et Lardic, 2006 [538], p.10). Gospodinov, Kan et Robott (2018) [354] s'interrogent de manière générale sur la mauvaise spécification des modèles d'évaluation d'actif. Ils passent en revue les derniers (et les plus courants) modèles de la littérature (Fama et French, 2015 [281], Hou, Xue et Zhang, 2015 [414] etc.) et concluent qu'en règle générale, ignorer les potentielles mauvaises spécifications et négliger l'identification des facteurs restent problématique. Les modèles munis de facteurs macroéconomiques ainsi que les modèles empiriques dont les facteurs sont issus de stratégies d'investissement ne souffrent, toutefois, pas de problèmes d'identification. Ces travaux d'identification font l'objet d'une récente série d'articles mettant en lumière l'impérativité de pouvoir justifier économétriquement l'utilisation de ces modèles (Shanken et Zhou, 2007 [636], Peñaranda et Sentana, 2015 [585], Almeida et Garcia, 2012 [12], 2017 [13], Ghosh, Julliard et Taylor 2017 [340], Manresa, Penaranda et Sentana, 2017 [520], Barillas et Shanken, 2017 [53], 2018 [54], Xu et Yao, 2019 [688]).

2. La remise en cause de cette hypothèse est marquée par une difficulté importante dans les domaines académiques et professionnels, car elle revient à remettre plus largement en cause la dimension rationnelle des investisseurs. Shiller (1984) [643] atteste que les marchés, pendant des décennies, étaient influencés selon les sentiments, les modes ainsi que par les bulles spéculatives. Il note également que le champ académique portant sur la psychologie des marchés s'est tari dans les années 1950, période où la théorie de l'utilité espérée est apparue. Ce ralentissement peut être considéré comme une évolution de paradigme en finance. Notons toutefois que la raréfaction des travaux sur la psychologie des marchés demeure somme toute ponctuelle.²⁶
3. L'idée que de nombreux travaux aient pu être conduits suggère intuitivement un effet d'apprentissage menant *in fine* à un effet d'expertise. Les travaux empiriques portant sur l'efficience de marché sont innombrables et tendent plus à une profusion de résultats qu'à un cadre formaté sur lequel les enseignements sont facilement

26. Une synthèse des contributions de la finance comportementale est présentée dans le chapitre 2 à la section 2.5.

synthétisables. La validation des modèles repose quant à elle sur une multitude de tests économétriques. Mignon et Lardic (2006) [538] rappellent que les premiers tests économétriques n'étaient que peu puissants et la capacité à valider ou non un modèle a évolué parallèlement à la sophistication économétrique. Ce développement a permis de constituer, au fur et à mesure, un arsenal statistique qui malgré un degré de précision supérieur ne permet toujours pas de trancher finalement sur le destin de l'hypothèse d'efficience.

Dans un cadre conceptuel cherchant à s'affranchir des limites imposées par l'hypothèse d'efficience s'inscrit le travail de Shiller (1981) [642]. Le message central de l'article vise à démontrer que les variations des prix des actions sont trop importantes pour être seulement expliquées par les variations des dividendes sous hypothèse que ces derniers matérialisent des anticipations rationnelles sur l'évolution future des flux de trésorerie disponibles (*cash-flows*). Si la contribution de Shiller s'apprécie comme une forme de réfutation de l'hypothèse de Fama, elle interroge plus largement la question de comment se forment les prix. Cette remarque fondamentale nous amène à dresser un exposé synthétique des modèles d'évaluation des actifs dans la littérature.

1.3 Les fondements théoriques du MÉDAF

Le premier modèle d'équilibre des actifs financiers (MÉDAF) est présenté en 1964 par Sharpe [638] puis Lintner (1965) [495], Mossin (1966) [553] et Black 1972) [80]. Il constitue l'un des paradigmes dominants de la finance moderne depuis sa validation par Black, Jensen et Scholes (1972) [83] ainsi que par Fama et MacBeth (1973) [295]. Sous diverses hypothèses paramétriques, le MÉDAF permet de mesurer l'élasticité de la volatilité des rentabilités d'un actif avec le marché. Cette mesure appelée β est, à proprement parler, un coefficient de sensibilité indiquant la relation existante entre les fluctuations des prix d'un titre et celles du marché. De cette estimation, le modèle permet d'apprécier la rentabilité espérée d'équilibre d'un actif sur le marché. Le message central de Sharpe (1964) [638] est que la rentabilité espérée du titre i notée $\mathbb{E}[r_i]$ est une fonction linéaire et positive

du β . Cette mesure représente la seule source de risque dans le cadre de l'explication des rentabilités. C'est par ailleurs la raison pour laquelle la rémunération exigée par l'investisseur n'est pas liée au risque total, mais au risque systématique.

$$\mathbb{E}[r_i] - r_f = \beta_i(\mathbb{E}[r_M] - r_f) \quad (1.3.0.1)$$

Le portefeuille de marché noté dans l'équation 1.3.0.1 est par hypothèse moyenne-variance efficient (MVE) selon Markowitz (1959) [523]. Cette relation suppose une série d'hypothèses²⁷ :

- les rentabilités des actifs sont normalement distribuées ;
- les fonctions d'utilité des investisseurs sont quadratiques ;
- les anticipations des investisseurs sont homogènes ;
- les opérateurs sur le marché maximisent leurs espérances d'utilité respectives et sont averses au risque. Ces derniers achètent par construction des portefeuilles efficients, c'est-à-dire situés sur la frontière efficiente de Markowitz (1952) [522]. Les actifs sont considérés uniquement sur le critère espérance-variance ;
- la modélisation suppose l'absence de taxes. La fiscalité à destination des plus-values et des dividendes est donc la même ;
- le modèle ne suppose pas de coûts de transaction (ni commission sur les transactions ni marge entre prix d'achat et de vente) ;
- Un investisseur peut acheter ou vendre à découvert n'importe quelle action sans incidence sur le prix. Cette hypothèse repose directement sur l'hypothèse d'atomicité du marché supposée par Fama (1970) [224] ;
- les investisseurs partagent le même horizon temporel relatif à leurs investissements ;
- les investisseurs contrôlent le risque par la diversification. Seul le risque non-diversifiable est rémunéré ;
- tous les actifs peuvent être achetés et vendus librement sur le marché,

27. Il convient de noter que la réalité ne vérifie pas certaines des hypothèses susvisées. Les transactions dont les montants sont significatifs ont un impact sur le prix d'une action. Les investisseurs ayant un portefeuille efficient au sens de Markowitz sont peu nombreux. Enfin, les agents économiques ne peuvent emprunter sans limites.

- les investisseurs peuvent prêter ou emprunter de l'argent au taux sans risque (r_f);
- les actifs sont parfaitement divisibles; l'information est disponible et ne suppose aucun coût;
- les investisseurs ont accès aux mêmes opportunités d'investissement.

Bien que le MÉDAF apparaisse comme une véritable innovation de rupture dans le champ de la finance, le modèle connaît une succession d'échecs sur le plan empirique. Les principales critiques pour lesquelles il est fustigé concernent le pouvoir explicatif limité de la droite de marché (Blume et Friend 1970 [88], 1973 [89]). Parmi ces critiques, celles de Roll (1977) [617] sont les plus célèbres. En premier lieu, le choix empirique du portefeuille de marché est pointé du doigt comme un des principaux responsables de son échec. En effet, ce dernier contient théoriquement l'intégralité des actifs financiers présents dans l'économie. Cette définition contraignante le conduit à ne pas être observable empiriquement, d'où l'utilisation d'un proxy comme les indices de marché discréditant la mesure empiriquement lorsqu'elle invalide le modèle. La validation du modèle suppose de connaître les anticipations des agents économiques et que ces dernières soient, de surcroît, homogènes. Pour ces raisons, et bien d'autres, le modèle du MÉDAF conduit le plus souvent à des échecs lorsqu'il est utilisé empiriquement. Ceci étant, le modèle reste à la fois pour les académiques et pour les professionnels de la finance une représentation simple et pratique du risque et ne diminue en aucun cas l'importance de développer un outil explicatif à destination des rentabilités d'actifs.

1.4 Les faiblesses empiriques du modèle de marché

Partant de la critique adressée par Blume et Friend (1970) [88], (1973) [89] relative au faible pouvoir explicatif que la droite de marché produit empiriquement, Fama (1991) [242] et Fama et French (1992) [260], (1993) [261], (1996a) [264], (1996b) [263], (1996c) [265] orientent leur axe de réflexion vers une solution permettant d'introduire une ou plusieurs nouvelles dimensions au risque d'un actif. Cette réflexion fut nourrie par de nombreux travaux antérieurs ayant fait émerger plusieurs schémas (*pattern*) notables pour certaines stratégies d'investissement. Les travaux de Nicholson (1960) [557] et (1968) [558] ont testé

plusieurs stratégies relatives au ratio bénéfice par action sur cours (E/P pour *earnings to price ratio*). Les titres dont les ratios E/P sont élevés produisent en moyenne une rentabilité supérieure. Basu (1977) [63] relève également ce schéma sur le marché américain à partir de portefeuilles construits sur ce même ratio. Les auteurs notent que ces régularités persistent malgré plusieurs contrôles effectués. Litzemberger et Ramaswamy (1979) [497] étudient la relation entre les rentabilités et les impôts dont les sociétés doivent s'acquitter. L'étude se situe dans un cadre lié aux impacts des politiques fiscales et plus précisément celles qui concernent l'imposition des dividendes. Les auteurs observent une relation entre les rentabilités avant impôt et le ratio dividendes sur cours. Fama et French (1988a) [257] et (1988b) [258] avancent que le rôle de l'horizon temporel ainsi que la fréquence jouent un rôle important dans les résultats. Fama et French (1988b) [258] montrent que les rentabilités journalières et hebdomadaires sur le marché de New-York sont autocorrélées à court terme sur la période 1926 à 1985. Litzemberger et Ramaswamy (1979) [497] avancent que la relation entre les deux variables est positive et linéaire. Ils invoquent l'hypothèse que les actions présentant un ratio dividendes sur cours faible intéressent les investisseurs dont les tranches d'imposition sont élevées, conduisant à créer l'engouement autour de ces titres. Basu (1977) [63] atteste que les prix des actions n'intègrent pas de façon instantanée et sans biais toute l'information publique disponible et voit dans ce qui constituera une anomalie de marché, c'est-à-dire la portion non expliquée par le modèle de référence, un marqueur empirique d'inefficience. Reinganum (1981) [604] étudie les effets liés à la capitalisation boursière ainsi qu'au ratio bénéfice par action sur cours. Sa première conclusion est que les facteurs sont tous deux proxies d'un même risque et sont, par conséquent, redondants. Dans cette posture, il propose de ne retenir qu'une seule des deux anomalies et opte pour l'effet taille qui apparaît plus forte et plus robuste. Basu (1983) [64] propose *a contrario* de maintenir le ratio bénéfice par action sur cours au détriment de l'effet capitalisation. Cook et Rozeff (1984) [173] travaillent sur le marché américain et avancent neuf méthodologies pour le calcul des rentabilités anormales et trois procédures de composition de portefeuilles. Les résultats obtenus les poussent à rejeter aussi bien les interprétations et les conclusions de Reinganum que celles de Basu. Les résultats de Reinganum s'expliquent par un biais

méthodologique, ceux de Basu reposent sur la spécificité de son échantillon. Le message central des travaux de Cook et Rozeff (1984) [173] avance que les deux effets co-existent sans être redondants et nécessitent d'être approximés séparément. Ball (1978) [43] suggère que l'étude des anomalies nécessite un test de l'hypothèse jointe sur l'efficacité de marché, d'une part, et un test sur la validité du modèle de formation des prix, d'autre part. De manière synthétique, Ball (1978) [43] énonce la problématique de l'hypothèse jointe formulée par Fama (1970 [224]).

Dans sa formulation initiale, le MÉDAF est et demeure un modèle statique où l'horizon d'investissement de l'agent économique est d'une seule période. Une synthèse de la littérature sur les études empiriques qui furent conduites à son endroit montre des tentatives de modélisation sur plusieurs échelles temporelles selon la périodicité des données. Ces tentatives concourant à fournir de nombreux résultats impliquent toutefois conceptuellement que l'agent économique planifie ses investissements avec un horizon long. Cet horizon long justifie de devoir intégrer un risque de réinvestissement pour l'opérateur de marché. Tester empiriquement le MÉDAF sur plusieurs horizons temporels, sachant que ce dernier est initialement calibré pour un seul horizon, implique que les rentabilités des actifs du marché sont indépendantes dans le temps et présentent une distribution normale. Ces hypothèses d'indépendance et de normalité des distributions de rentabilités sont supposées validées. Si ces dernières ne sont pas vérifiées, la planification de l'investissement sur un horizon temporel long conduit à un degré de complexité supérieur au regard de la modélisation. L'observation empirique de rentabilités de titres débouche par ailleurs la plupart du temps à infirmer ces hypothèses. Des phénomènes de dépendance sérielle sont alors détectés et interprétés comme marqueurs d'inefficience et militent pour une forme faible de l'efficacité informationnelle des marchés. Kandel et Stambaugh (1988) [445] estiment que connaître les rentabilités *ex post* permet de réduire d'environ 25% la volatilité pour les investissements dont les horizons portent sur une fenêtre de quatre à cinq ans. Certains paramètres exogènes au modèle de référence ont une influence sur les coefficients de sensibilité. Ces variables instrumentales semblent prédictives dans le cadre des rentabilités futures. Le ratio financier dividende sur le cours de bourse et le ratio de rendement du dividende

participent en effet à capter une portion de la variance des rentabilités. À partir de ces résultats, supposer que le risque de l'actif soit multidimensionnel (Fama et French, 1993 [261]) avec des variables relatives à un effet de taille et un effet de substance comme variables d'état à destination d'un modèle plus général tient. Cela impliquerait que le MÉDAF soit, par construction, une déclinaison *i.e.* un modèle imbriqué issu d'un modèle plus général. Cette hypothèse justifie alors d'étudier les relations qui lient ces variables d'état aux rentabilités des titres avec un MÉDAF conditionnel.

1.5 Le modèle intertemporel d'évaluation des actifs financiers fondé sur la consommation

Sans être exhaustif, Rubinstein (1976) [625], Lucas (1978) [505], Breeden (1979) [103], Mehra et Prescott (1985) [529], Ferson et Constantinides (1991) [312] enrichissent la littérature relative à l'évaluation d'actifs avec un nouveau modèle d'évaluation d'actifs fondé sur la consommation. Plus récemment, le modèle est testé et raffiné par Chen (2003) [145], Choi (2018) [151], Aretz, Liu, Yang et Zhang (2018) [24], Gospodinov, Kan et Robotti (2018) [354], Scanlon (2019) [630] et Roh, Lee et Min (2019) [616]. L'idée générale du modèle repose sur le lien étroit qui existe entre la consommation dite optimale et les décisions d'investissement des opérateurs de marché. Le modèle en question décrit les décisions simultanées de consommation et de choix de portefeuille en situation d'incertitude. Lorsque le contexte en présence permet un choix intertemporel, les actifs financiers sont utilisés par l'agent économique pour lisser sa consommation à travers le temps. Le modèle s'entoure d'hypothèses qui établissent la nature linéaire du lien entre les rentabilités attendues des actifs et leurs coefficients de sensibilité (β) de consommation. Un opérateur de marché, supposé représentatif de l'économie, cherche à maximiser sa fonction d'utilité (U) avec C_{t+j} , la consommation à la période $t + j$ et δ , le taux subjectif de préférence pour le temps aussi appelé facteur d'escompte psychologique des utilités futures où $\delta = \frac{1}{1+\rho}$ et ρ , le taux d'escompte subjectif.

La formulation du modèle indique que le choix du consommateur est influencé par la

rentabilité attendue ainsi que par la covariance entre la rentabilité attendue et l'utilité marginale de la consommation. À l'instar du MÉDAF, la rentabilité de l'actif risqué i dépend du risque systématique, mais contrairement au modèle de référence, le risque systématique correspond, ici, à la covariance que l'actif risqué entretient avec le taux de croissance brut de la consommation.

Le modèle intertemporel d'évaluation des actifs fondé sur la consommation, dans toutes ses déclinaisons, cherche à observer la dynamique existante entre les rentabilités des actifs sur le marché et la consommation d'un agent. Les modèles intertemporels permettent de décrire la relation existante entre la variation des rentabilités attendues des actifs risqués et des cycles économiques. En effet, ces derniers se fondent sur les décisions intertemporelles de la consommation et proposent une vision cohérente de l'investissement. La théorie économique fait l'assertion que la consommation d'un agent dépend de son patrimoine (sa richesse initiale) et non pas de son revenu courant. C'est pour cette raison que les investisseurs ajustent leurs consommations en épargnant (ou en désépargnant) lorsqu'ils disposent d'un revenu suffisamment élevé (faible). Il est donc attendu d'après la précédente assertion qu'un agent qui épargne perçoive de faibles revenus. Le niveau des revenus apparaît alors comme un paramètre d'influence sur les rentabilités attendues des actions. Les décisions d'épargne (ou de désépargne) font mécaniquement diminuer (ou augmenter) les rentabilités attendues des actifs, toute chose égale par ailleurs. Les modèles intertemporels fondés sur la consommation ont l'avantage de justifier le sens négatif de la relation entre les rentabilités attendues et les conditions économiques. Malgré ces avantages, Campbell et Cochrane (2000) [123] soulignent les difficultés que ces modèles rencontrent sur le plan empirique. Comme tout concept abstrait, la consommation fait l'objet d'une opérationnalisation qui amène parfois à créer des distorsions. Les auteurs avancent que leurs principales difficultés tiennent, en effet, dans la mesure des paramètres de consommation et des caractéristiques des fonctions d'utilité. En dépit des anomalies de marché qui sont imputables au β du MÉDAF, le modèle de référence de Sharpe (1964) [638] est souvent préféré sur un plan empirique au β de consommation. Chen, Roll et Ross (1986) [147] concluent ainsi que le β de consommation n'apporte aucun pouvoir explicatif

supplémentaire. Cette conclusion demeure nuancée par les travaux de Jacobs et Wang (2004) [422] qui mettent en concurrence divers modèles d'évaluation sur la base du critère de distance de Hansen et Jagannathan (1997) [381] noté \mathcal{HJ} et présenté dans la section 1.7. À partir de ce critère, ils concluent que le modèle fondé sur la consommation a une distance plus faible et apparaît supérieur au MÉDAF ainsi qu'au modèle de Fama et French (1993) [261] à trois facteurs.

1.6 L'énigme des primes de risque de Mehra et Prescott

La différence entre le MÉDAF et le modèle intertemporel d'évaluation des actifs financiers fondé sur la consommation repose sur la liaison entre les rentabilités futures (espérées) et le taux marginal de substitution intertemporel de l'agent économique. Malgré un contexte très propice à l'investissement, qui se caractérise par un faible risque et une forte croissance de la consommation, le marché des actifs risqués verrait ses rentabilités espérées croître seulement si le coefficient d'aversion au risque était élevé.

Le terme « *énigme* » (ou *equity premium puzzle*) de la prime de risque relève de l'impossibilité de trouver des valeurs plausibles concernant les paramètres de préférences de l'agent économique représentatif vérifiant les équations d'Euler. L'objectif étant de reproduire à la fois la prime de risque moyenne et le taux de rentabilité de l'actif sans risque or les marchés américains fournissent des observations rendant le modèle incohérent. Il existe en effet un décalage entre les données observées et les anticipations des modèles dont les paramètres reposent sur les fonctions d'utilité. Les estimations des équations d'Euler du modèle intertemporel d'évaluation des actifs financiers fondé sur la consommation sur données américaines, comme sur données japonaises (Hamori, 1992 [378]), danoises, allemandes, suédoises et anglaises (Lund et Engsted, 1996 [506]), conduisent toutes, de façon équivoque, à observer un niveau d'aversion au risque extrêmement proche de zéro voire même négatif, c'est-à-dire bien loin de valeurs réalistes. Mehra et Prescott (1985) [529] observent, plus précisément, dans leurs travaux sur la période 1889-1978 que la

rentabilité moyenne historique est de 6,98% avec un taux sans risque de 0,80%. La prime de risque du marché avoisine alors les 6,2%. Bien que le signe positif de la prime de risque ne constitue pas une surprise, elle est jugée trop élevée. Le marché des actions est certes attendu avec un taux de rentabilité supérieur à celui du marché des bons du trésor, mais cette différence attendue ne justifie pas un écart si élevé. Selon la théorie des modèles d'équilibre, les modèles qui utilisent des fonctions d'utilité iso-élastiques avec des coefficients d'aversion au risque d'environ 10% produisent des primes de risque d'environ 1%. Bien que les paramètres du modèle apparaissent alors crédibles, les résultats concernant les rentabilités attendues sont loin d'être satisfaisants. Mehra et Prescott (1985) [529] concluent que « *les restrictions que les modèles d'équilibre général conduisent à placer sur les rendements moyens des actions et des bons du trésor sont fortement violées par les données américaines pour la période de 1889-1978* » (p.145). Si l'on considère les deux paramètres suivants : un écart-type du taux de croissance de la consommation de 3,6% et une rentabilité excédentaire de 16,7%, obtenir une prime de risque moyenne équivalente à 6,2% n'est possible que si le coefficient d'aversion pour le risque est égal à 25, or une telle valeur est aberrante. L'application empirique directe suppose des paramètres injustifiables au regard de la théorie économique. La modélisation ne permet pas de quantifier correctement les primes de risque et mène à un cercle vicieux dans lequel la résolution d'un problème en déclenche un autre. À partir de la période observée, le taux de croissance annuel de la consommation est de 1,8% avec une variance de 0,13%, ce qui implique qu'à moins d'avoir un α faible et un facteur d'escompte élevé, le taux d'intérêt moyen du bon du Trésor devrait être de loin très supérieur à 0,80%. Les auteurs concluent que les rentabilités réelles paraissent trop élevées par rapport au marché des obligations. L'existence de primes de risque est une hypothèse plutôt consensuelle dans la mesure où il est admis que les rentabilités des actifs risqués soient plus élevées que celles des titres moins risqués. La véritable question qui émerge est de savoir si l'énigme des primes de risque trouve son origine du fait que le coefficient d'aversion au risque est trop élevé ou que le taux sans risque est trop faible.

1.7 Les tests et les applications empiriques en vue de sélectionner un modèle

La littérature portant sur le champ de l'évaluation des actifs offre une abondante lecture recensant des centaines de modèles. Hou, Xue et Zhang (2017) [415] dressent une liste assez exhaustive de 437 anomalies avec au moins autant de modèles pour y répondre de façon plus ou moins partielle. La question portant sur la méthode de sélection du modèle apparaît alors cruciale. Sur un plan managérial, il est impératif de pouvoir fournir aux professionnels de la finance une recommandation de modèles, éclairée par des travaux économétriques les ayant éprouvés. Sur un plan théorique, il est impératif de chercher à comprendre comment détecter qu'un modèle est mal spécifié, car toute invalidation de modèle de formation de prix peut s'interpréter comme l'évidence d'une mauvaise spécification ou bien comme le résultat que les marchés ne sont pas efficients (le problème de l'hypothèse jointe).

1.7.1 La distance de Hansen et Jagannathan (1997)

Dans la quête de sélectionner un modèle parmi une liste de modèles, Hansen et Jagannathan (1997) [381] s'appuient sur les travaux d'Harrison et Kreps (1979) [384], Chamberlain et Rothschild (1983) [132] et développent l'idée de classer lesdits modèles selon un critère de distance \mathcal{HJ} . Comme toute distance, celle-ci nécessite un point de référence qui n'est autre que le « vrai » modèle. Malgré la dimension utopique que ce propos sous-tend, les auteurs organisent un test dans un cadre d'absence d'opportunités d'arbitrage. Ils supposent qu'il existe un facteur d'actualisation stochastique commun à tous les actifs. Cette démarche peut être qualifiée de solution ontologique. À l'observation d'une contradiction entre une mesure et une loi comme la mécanique classique de Newton, nous serions, selon Popper (1935) [594], dans une situation justifiant d'abandonner la théorie (réfutation) ou de l'amender. Or, « la solution à un tel désaccord peut être ontologique plutôt que législative » (Etienne Klein, 2018 [455]). Cette dernière proposition stipule qu'existent des éléments de réalité encore non identifiés, mais qui, s'ils existent, rétablissent l'accord entre la théorie et les observations. Hansen et Jagannathan (1997) [381] développent, en

ce sens, leur test de distance sur la base d'une référence ontologique. Notons ϑ , le modèle candidat en concurrence, m le vrai modèle d'évaluation issu de l'espace comprenant toutes les variables aléatoires \mathcal{L}^2 , r la rentabilité d'un actif et p , son prix avec $p = 1$ si $r \neq 0$ sinon $p = 0$. La formalisation de leur distance amène Hansen et Jagannathan (1997) [381], logiquement, à chercher à trouver le modèle minimisant la distance se traduisant comme suit :

$$\delta = \min_{m \in \mathcal{L}^2} \|\vartheta - m\| \quad (1.7.1.1)$$

où

$$\mathbb{E}[mr] = p \quad (1.7.1.2)$$

La solution est donnée par les auteurs (p.570) et prend la forme suivante :

$$\delta = \left(\mathbb{E}[\vartheta r - p]^\top \mathbb{E}[rr^\top]^{-1} \mathbb{E}[\vartheta r - p] \right)^{\frac{1}{2}} \quad (1.7.1.3)$$

Lorsque le modèle candidat ϑ est « vrai », il admet une distance nulle avec m *i.e.* $\mathcal{HJ} = 0$. Hodrick et Zhang (2001) [404] appliquent la mesure \mathcal{HJ} sur un lot de huit modèles comprenant, par ailleurs, celui de Fama et French (1993) [261] à trois facteurs. Aucun d'entre eux ne parvient pas à obtenir une distance nulle.

Jacobs et Wang (2004) [422] produisent une recherche relativement similaire dans laquelle ils utilisent le critère \mathcal{HJ} pour hiérarchiser les modèles. Bien qu'aucun modèle ne valide le test avec une distance nulle, il apparaît comme annoncé plus tôt que le modèle fondé sur la consommation produise un meilleur résultat que le MÉDAF ou que le modèle de Fama et French (1993) [261] à trois facteurs. Parmi d'autres critères, le test de la distance \mathcal{HJ} est aussi sollicité par Vassalou (2003) [673] qui utilise cette méthode afin de mettre en concurrence le modèle de Fama et French (1993) [261] à trois facteurs à un modèle produit sur la base de la croissance future du Produit Intérieur Brut. Il indique que les deux modèles fournissent, à quelques différences près, des résultats somme toute comparables. Dans un contexte de mise en concurrence des modèles explicatifs, la littérature

fait émerger une opposition entre les modèles relativement à leur dimension conditionnelle ou inconditionnelle. Ferson et Harvey (1999) [310] utilisent le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) [261] ainsi que le modèle à quatre facteurs d'Elton, Gruber et Blake (1995) [217]. Ce dernier, en plus des trois facteurs de Fama et French, intègre un vecteur explicatif associé à la surperformance d'un portefeuille d'obligations risquées. Ferson et Harvey (1999) [310] opèrent une utilisation sous une forme conditionnelle des modèles en introduisant des retards (*lags*) au sein des facteurs explicatifs avec l'objectif de tester leurs capacités prédictives. Les deux modèles sont successivement rejetés, mais les auteurs concluent, néanmoins, que la prise en compte de la variation temporelle génère des améliorations notables pour les deux modèles bien qu'ils ne soient *in fine* pas en mesure d'expliquer l'intégralité des rentabilités. Toujours dans le cadre d'une recherche de solution de nature ontologique, la forme conditionnelle permet de considérer que ces modèles sont « vrais ». Cette approche implique, dès lors, deux éléments. 1. la forme conditionnelle est supérieure plaçant ces modèles au-dessus de ceux dont la dynamique est statique. 2. Elle implique que le ou les β dynamiques sont bien spécifiés, ce qui pose une problématique conduisant à une littérature abondante (Turtle, Buse et Korkie, 1994 [667], Jagannathan et Wang, 1996 [426] et Ghysels, 1998 [342]). De plus, cette hypothèse ne permet pas de s'affranchir de toute limite, car bien que la forme conditionnelle repose sur la base d'une solution ontologique, la problématique d'identification des facteurs demeure intacte (Shanken et Zhou, 2007 [636], Peñaranda et Sentana, 2015 [585], Almeida et Garcia, 2012 [12], 2017 [13], Ghosh, Julliard et Taylor 2017 [340], Manresa, Penaranda et Sentana, 2017 [520], Barillas et Shanken, 2017 [53], 2018 [54], Xu et Yao (2019) [688]). Ce test continue d'être exploré et participe à la construction du paradigme financier-économétrique. Sans être exhaustif, on peut citer les travaux de Li, Xu et Zhang (2010) [491], Lewellen, Nagel et Shanken (2010) [490], Gospodinov, Kan et Robotti (2012) [352], Kan, Robotti et Shanken (2013) [444], Gospodinov, Kan et Robotti (2016) [353], Barilas et Shanken (2017) [53], Gagliardini et Ronchetti (2018) [334] et Xu et Yao (2019) [688].

1.7.2 Les régressions en coupe transversale des rentabilités par la procédure en deux étapes de Fama-MacBeth

La méthodologie retenue par Fama et French (1992) [260] s'appuie sur les régressions en coupe instantanée dont la procédure est présentée dans les travaux de Fama et MacBeth (1973) [295]. Suivant les enseignements de Fama et French (1993) [261], Merton (1973) [533] et Ross (1976) [621], les modèles multifactoriels d'évaluation d'actifs financiers peuvent être testés afin de savoir si une combinaison de facteurs explicatifs est suffisante pour décrire les rentabilités. Si l'article de Fama et French (1992) [260] conduit à produire de vifs débats dans la communauté scientifique, c'est que leur travail de recherche mit en lumière que le $\beta^{r_M-r_f}$ est, en moyenne, faiblement explicatif de la rentabilité des actifs financiers. Les auteurs soutiennent, à partir de leurs résultats, que la capitalisation boursière ainsi que le ratio *book-to-market* (B/M) produisent une meilleure description des rentabilités en coupe transversale. Ce constat dépasse par ailleurs la simple hiérarchie de facteurs. Les auteurs constatent que la relation entre la capitalisation et la rentabilité moyenne se confirme sur la période étudiée, alors que celle qui est décrite par le $\beta^{r_M-r_f}$ est remise en cause. Ils ajoutent également que lorsque la taille des portefeuilles est contrôlée, le $\beta^{r_M-r_f}$ demeure faiblement lié à la rentabilité des portefeuilles dans une dynamique explicative. L'analyse des facteurs est différente en coupe transversale de celle qui résulte de régressions en séries temporelles. Dans leur étude de 1992, Fama et French [260] travaillent sur les marchés américains (NYSE, AMEX et NASDAQ) entre 1962 à 1989. Les régressions en coupe transversale permettent de mesurer dans quelle mesure des stratégies sont exposées à un facteur de risque donné.

Dans un modèle à k facteurs où $r_{i,t} - r_{f,t}$ est expliqué comme suit : $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i^1 f_{1,t} + \beta_i^2 f_{2,t} + \dots + \beta_i^k f_{k,t} + \epsilon_{i,t}$ où $r_{i,t}$ correspond à la rentabilité du titre i en t et $r_{f,t}$ est un taux sans risque qui évolue au cours du temps, on estime dans un premier temps les β^j ($j = 1, \dots, k$). Les estimations des coefficients de sensibilité (β_i^j) ne porteront pas sur l'intégralité de la période, mais sur une durée plus courte avec une fenêtre mobile. Dans un second temps, les rentabilités de chaque stratégie en $t + 1$ seront régressées à l'aide des $\beta_{i,t}^j$ tels que :

$$r_{i,t+1} = a_i + \lambda_i^1 \beta_{i,t}^1 + \lambda_i^2 \beta_{i,t}^2 + \dots + \lambda_i^k \beta_{i,t}^k + u_{i,t} \quad \left\{ \begin{array}{l} j = (1, \dots, k) \\ i = (1, \dots, n) \\ t = (1, \dots, T) \end{array} \right. \quad (1.7.2.1)$$

Fama et French (1992) [260] montrent que le λ moyen de la prime de risque du marché, que nous noterons $\lambda^{\beta^{r_M - r_f}}$, est de 0,15 lorsque le modèle n'intègre que la prime de risque du marché comme facteur explicatif. Les auteurs montrent également que le $t(\lambda^{\beta^{r_M - r_f}})$ n'est pas significatif (0,46). La capitalisation boursière (MV) est en revanche significative avec un $t(\lambda^{\beta^{\ln(MV)}})$ de -2,58 et est assortie d'un coefficient de sensibilité négatif de -0,15. Ce résultat conforte ainsi que l'effet taille est non seulement significatif, mais valide aussi le sens de la relation entre la taille et la rentabilité des titres. Un modèle à deux facteurs du type $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i^1(r_{M,t} - r_{f,t}) + \beta_i^2 \ln(MV)_t + u_{i,t}$ produit un pouvoir explicatif plus élevé et justifie le sens de la prime de risque associée à l'effet taille. Lorsque le modèle est testé, le $\lambda^{\beta^{r_M - r_f}}$ dévient également négatif (-0,37), mais reste non significatif ($t(\lambda^{\beta^{r_M - r_f}}) = -1,21$). La prime de risque de taille, quant à elle, voit sa magnitude passer de -0,15 à -0,17 avec un t plus significatif ($t(\lambda^{\beta^{\ln(MV)}}) = -3,41$). La démarche est conduite avec d'autres mesures de risque. Le ratio B/M produit dans un modèle où il est le seul facteur explicatif une sensibilité positive de 0,5 qui est de surcroît bien plus significative que les deux précédents facteurs de risque avec $t(\lambda^{\beta^{\ln(B/M)}}) = 5,71$. Fama et French (1992) [260] optent ensuite pour un modèle intégrant les deux facteurs de risque associés, d'une part, à l'effet taille, et, d'autre part, à l'effet B/M. Ils obtiennent respectivement un $\lambda^{\beta^{\ln(MV)}} = -0,11$ avec $t(\lambda^{\beta^{\ln(MV)}}) = -1,99$ et $\lambda^{\beta^{\ln(B/M)}} = 0,35$ avec $t(\lambda^{\beta^{\ln(B/M)}}) = 4,44$. Il faudra attendre Fama et French (1993) [261] pour qu'apparaisse un modèle d'évaluation intégrant trois facteurs de risque comprenant la prime de risque du marché, un effet taille ainsi qu'un effet de substance. Petersen (2009) [589] recommande que les estimations soient corrigées par la procédure de Newey-West afin de ne pas subir les impacts d'autocorrélation. Les estimations doivent également être conduites par la méthode des moments généralisée (Cochrane, 2009 [159]).

Fama et French (1992) [260] ajoutent trois autres ratios qui apparaissent également

significatifs à un seuil de confiance de 1%.

- A/MV pour total actif sur valeur de marché;
- A/BV pour total actif sur valeur comptable;
- E/MV pour résultats sur valeur de marché avec une condition binaire selon le signe du ratio ²⁸

Les coefficients A/MV et A/BV sont respectivement $\lambda^{\beta \ln(A/MV)} = 0,5$ et $\lambda^{\beta \ln(A/BV)} = -0,57$ avec $t(\lambda^{\beta \ln(A/MV)}) = 5,69$ et $t(\lambda^{\beta \ln(A/BV)}) = 5,34$ lorsque les deux facteurs sont utilisés ensemble dans un modèle à deux facteurs ($r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i^1 \ln(A/MV)_t + \beta_i^2 \ln(A/BV)_t + u_{i,t}$). Les auteurs attestent que l'effet levier d'endettement approximé par le ratio qui mesure le rapport entre dettes et valeur de marché de Bandhari (1988) [77] est validé.

1.7.3 Le test de Gibbons, Ross et Shanken et ses extensions à partir du ratio de Sharpe

Un modèle économétrique parfait, qui prendrait la forme d'un agrégat de facteurs explicatifs, parviendrait à capter la totalité de la variance d'une variable expliquée donnée. Lorsque cette variance n'est que partiellement captée, la portion non expliquée apparaît sous la forme d'une constante. Cette dernière, qui est au centre du débat économique vis-à-vis de son interprétation, se manifeste comme une forme indirecte de l'inefficacité du modèle indépendamment d'autres outils d'analyse tel que le coefficient de détermination.

1.7.3.1 Une approche relative à un modèle mono-factoriel

Campbell, Lo, et MacKinlay (1997) [127], dans leur chapitre 5, proposent la formulation suivante : \mathbf{Z}_t est un vecteur de $N \times 1$ variables dépendantes. Les notations qui suivent sont rédigées selon une écriture matricielle. Les excès de rentabilité de ces N actifs peuvent être expliqués par un modèle mono-factoriel.

28. « E » pour « earnings » (income before extraordinary items, plus income-statement deferred taxes, minus preferred dividends).

$$\mathbf{Z}_t = \boldsymbol{\alpha} + \beta Z_{m,t} + \boldsymbol{\epsilon}_t \quad (1.7.3.1)$$

où $\mathbb{E}[\boldsymbol{\epsilon}_t] = 0$, $\mathbb{E}[\boldsymbol{\epsilon}_t, \boldsymbol{\epsilon}_t^\top] = \boldsymbol{\Sigma}$, $Z_{m,t} = \mu_m$, $\mathbb{E}[(Z_{m,t} - \mu_m)^2] = \sigma_m^2$ et $\text{cov}[Z_{m,t}, \boldsymbol{\epsilon}_t] = 0$. $\boldsymbol{\beta}$ est un vecteur des coefficients de sensibilité issus à partir de $Z_{m,t}$, $\boldsymbol{\alpha}$ et $\boldsymbol{\epsilon}$ sont respectivement les vecteurs des constantes et des résidus de la régression. Les estimateurs maximisant la fonction de vraisemblance sont :

$$\hat{\boldsymbol{\alpha}} = \hat{\boldsymbol{\mu}} - \hat{\beta} \hat{\mu}_m \quad (1.7.3.2)$$

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{t=1}^T (\mathbf{Z}_t - \hat{\boldsymbol{\mu}})(Z_{m,t} - \hat{\mu}_m)}{\sum_{t=1}^T (Z_{m,t} - \hat{\mu}_m)^2} \quad (1.7.3.3)$$

$$\hat{\boldsymbol{\Sigma}} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\mathbf{Z}_t - \hat{\boldsymbol{\alpha}} - \hat{\beta} Z_{m,t}) (\mathbf{Z}_t - \hat{\boldsymbol{\alpha}} - \hat{\beta} Z_{m,t})^\top \quad (1.7.3.4)$$

$$\hat{\boldsymbol{\mu}} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathbf{Z}_t \quad (1.7.3.5)$$

$$\hat{\mu}_m = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Z_{m,t} \quad (1.7.3.6)$$

$$\hat{\sigma}_m^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Z_{m,t} - \hat{\mu}_m)^2 \quad (1.7.3.7)$$

L'hypothèse testée est la suivante : $\mathcal{H}_0 : \alpha = 0$

$$\begin{aligned} \hat{\boldsymbol{\alpha}} &\sim \mathcal{N} \left(\boldsymbol{\alpha}, \frac{1}{T} \left[1 + \frac{\hat{\mu}_m^2}{\hat{\sigma}_m^2} \right] \boldsymbol{\Sigma} \right) \\ \hat{\beta} &\sim \mathcal{N} \left(\beta, \frac{1}{T} \left[\frac{1}{\hat{\sigma}_m^2} \right] \boldsymbol{\Sigma} \right) \\ \text{cov} \left[\hat{\boldsymbol{\alpha}}, \hat{\beta}^\top \right] &= -\frac{1}{T} \left[\frac{\hat{\mu}_m}{\hat{\sigma}_m^2} \right] \boldsymbol{\Sigma} \end{aligned}$$

$\hat{\boldsymbol{\Sigma}}$ n'est corrélé ni avec $\hat{\boldsymbol{\alpha}}$, ni avec $\hat{\beta}$.

On peut construire la statistique de Wald notée \mathcal{J}_0 telle que :

$$\mathcal{J}_0 = \hat{\boldsymbol{\alpha}}^\top (\text{Var}[\hat{\boldsymbol{\alpha}}])^{-1} \hat{\boldsymbol{\alpha}} \quad (1.7.3.8)$$

À partir des travaux de MacKinlay (1987) [510], le m -vecteur noté x dont les paramètres de distribution sont $\mathcal{N}(0, \Omega)$ permet de former une matrice A de dimension $m \times m$ dont les paramètres de distribution suivent une distribution de Wishart notée $\mathcal{W}(n, \Omega)$ avec $n > m$ et où x et A sont indépendants :

$$\frac{n - m + 1}{m} \mathbf{x}^\top \mathbf{A}^{-1} \mathbf{x} \sim \mathcal{F}_{m, n-m+1} \quad (1.7.3.9)$$

Ici, $x = \left[1 + \frac{\hat{\mu}_m^2}{\hat{\sigma}_m^2}\right]^{-1/2} \hat{\boldsymbol{\alpha}}$, $A = T\hat{\boldsymbol{\Sigma}}$, $m = N$ et $n = T - 2$. C'est ainsi que Gibbons, Ross et Shanken (1989) [344] proposent une écriture équivalente de \mathcal{J}_0 telle que :

$$\mathcal{J}_0 = T \times \left[1 + \frac{\hat{\mu}_m^2}{\hat{\sigma}_m^2}\right]^{-1} \hat{\boldsymbol{\alpha}}^\top \hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{-1} \hat{\boldsymbol{\alpha}} \quad (1.7.3.10)$$

Sous l'hypothèse nulle \mathcal{H}_0 pour laquelle $\boldsymbol{\alpha} = 0$, le terme Σ est, en réalité, inconnu. Dans le cas d'un ensemble fini, Gibbons, Ross et Shanken (1989) [344] proposent une équivalence à \mathcal{J}_0 notée \mathcal{J}_1 :

$$\mathcal{J}_1 = \frac{T - N - 1}{N} \times \left[1 + \frac{\hat{\mu}_m^2}{\hat{\sigma}_m^2}\right]^{-1} \hat{\boldsymbol{\alpha}}^\top \hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{-1} \hat{\boldsymbol{\alpha}} \sim \mathcal{F}_{N, T-N-1} \quad (1.7.3.11)$$

La relation entre \mathcal{J}_0 et \mathcal{J}_1 est la suivante :

$$\mathcal{J}_1 = \frac{T - N - 1}{NT} \mathcal{J}_0 \quad (1.7.3.12)$$

1.7.3.2 Une approche alternative propre aux modèles multifactoriels

La statistique GRS est une mesure économétrique testant une hypothèse relative aux constantes de régressions à partir d'un modèle à facteur(s). L'hypothèse est qu'un modèle explicatif doit capter toute la variance des variables dépendantes à tel point qu'il ne reste plus de portion non expliquée soit : $\alpha_i = 0 \quad \forall i$ où $i = \{1, \dots, n\}$. Dans sa formulation originale, le test s'appuie sur le ratio de Sharpe maximisé d'un portefeuille. Considérons

que les variables dépendantes (r) soient intégrées dans un panel noté Π . On distinguera, d'une part, le panel i noté Π_i et, d'autre part, les facteurs explicatifs notés f . On considère un univers d'investissement U intégrant toutes les variables, *i.e.* $U = (\Pi, f)$. Dans ce cas, on peut noter :

$$GRS = \left(\frac{T}{N} \times \frac{T - N - K}{T - K - 1} \right) \times \left(\frac{\sqrt{1 + Sh_{max}^2(\Pi_i, f)}}{\sqrt{1 + Sh_{max}^2(f)}} \right)^2 - 1 \sim \mathcal{F}_{N, T-N-K} \quad (1.7.3.13)$$

où

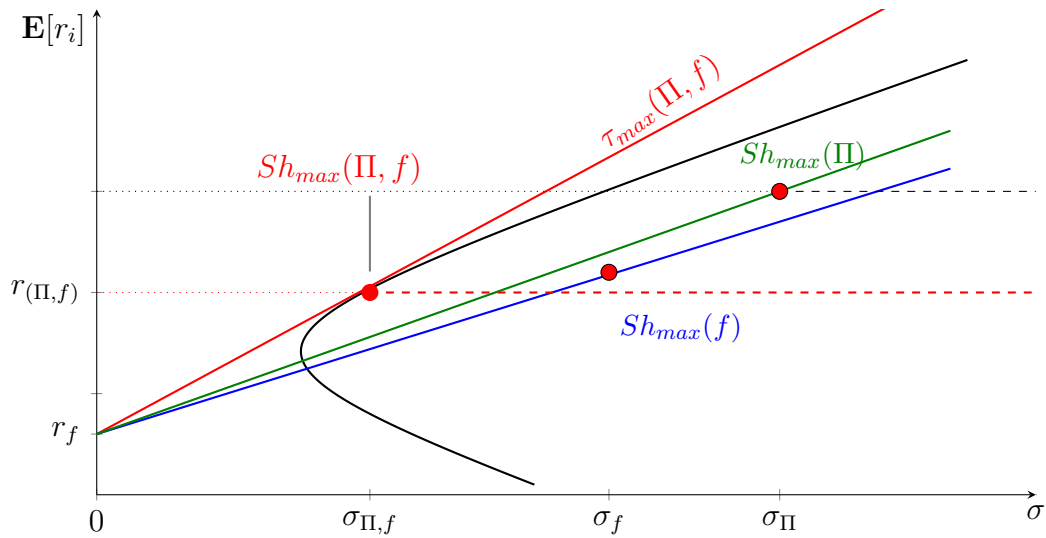
- $Sh_{max}^2(\Pi_i, f)$ correspond au ratio de Sharpe maximisé au carré à partir de l'univers d'investissement U comprenant les variables dépendantes ainsi que les facteurs explicatifs. La maximisation du ratio est produite à partir des rentabilités *ex post* des vecteurs individuels.
- $Sh_{max}^2(f)$ correspond au ratio de Sharpe maximisé au carré à partir de l'univers restreint f comprenant seulement les facteurs explicatifs. La maximisation du ratio est produite à partir des rentabilités *ex post* des vecteurs individuels.

La statistique GRS est donc, à proprement parler, une mesure qui détermine si $Sh_{max}^2(\Pi_i, f)$ est significativement supérieur à $Sh_{max}^2(f)$. Dans le cas le plus général où $Sh_{max}^2(\Pi_i, f) > Sh_{max}^2(f)$, la figure 1.1 met en perspective l'écart entre les deux portefeuilles exprimé grâce au ratio de Sharpe. Il s'agit du différentiel optimisé de l'excès de rentabilité du taux sans risque ($\mathbb{E}[r_i] - r_f$) par unité de volatilité (σ_i). La figure 1.1 indique que les tangentes entre le portefeuille qui contient, d'une part, tout l'univers d'investissement et celui, d'autre part, qui ne contient que les variables explicatives ont des pentes différentes. Ce différentiel est la conséquence du degré de pénalisation de la diversification qui existe entre les deux portefeuilles.

- $r_t = (r_{1,t}, \dots, r_{N,t})^\top : N \times 1$ sont les vecteurs de rentabilités des variables dépendantes où $t = 1, \dots, T$ et correspond au nombre d'observations temporelles ;
- $f_t = (f_{1,t}, \dots, f_{K,t})^\top : K \times 1$ sont les vecteurs de rentabilités des facteurs explicatifs ;
- Les variables dépendantes sont expliquées comme suit : $r_t = \alpha + \beta f_t + \epsilon_t$ avec

FIGURE 1.1 – Impacts de diversification sur les tangentes des sous-ensembles expliqués et explicatifs

Trois portefeuilles sont graphiquement représentés selon deux dimensions : risque σ et rentabilité espérée $\mathbb{E}[r]$. Le premier portefeuille comprend les variables dépendantes seulement (Π). Le second ne comprend que les facteurs explicatifs (f). Le troisième intègre tout l'univers, c'est-à-dire les variables dépendantes et indépendantes (Π, f). Chaque portefeuille i contenant des vecteurs de rentabilités a été optimisé à partir de son ratio de Sharpe ($Sh_{max}(i)$). $\tau_{max}(\Pi, f)$ correspond à la tangente du troisième portefeuille qui intègre tout l'univers. Le terme r_f , situé sur l'axe des ordonnées, correspond au taux sans risque.



$\epsilon_t = (\epsilon_{1,t}, \dots, \epsilon_{N,t})^\top \sim \text{i.i.d.} (0, \Sigma_\epsilon)$. Σ_ϵ est la matrice de variance-covariance des résidus (ϵ) de dimension $N \times N$;

- $\Omega_f : K \times K$ est la matrice de variance-covariance des facteurs explicatifs ;
- $\hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{\Omega}_f, \hat{\Sigma}_\epsilon$ sont estimés sous l'hypothèse nulle \mathcal{H}_0 que $\alpha = 0$;
- $\hat{\mu}_f$ est le vecteur des moyennes de rentabilités des K variables explicatives.

À partir des paramètres susvisés, Gibbons, Ross et Shanken (1989) [344] formalisent un test sous la forme :

$$GRS = \left(\frac{T}{N} \times \frac{T - N - K}{T - K - 1} \right) \times \left(\frac{\hat{\alpha}^\top \hat{\Sigma}_\epsilon^{-1} \hat{\alpha}}{1 + \hat{\mu}_f^\top \hat{\Omega}_f^{-1} \hat{\mu}_f} \right) \sim \mathcal{F}_{N, T-N-K} \quad (1.7.3.14)$$

$$GRS = \frac{T - N - K}{N} \times \left(1 + \hat{\mu}_f^\top \hat{\Omega}_f^{-1} \hat{\mu}_f \right)^{-1} \times \left(\hat{\alpha}^\top \hat{\Sigma}_\epsilon^{-1} \hat{\alpha} \right) \sim \mathcal{F}_{N, T-N-K} \quad (1.7.3.15)$$

Le terme $\hat{\alpha}^\top \hat{\Sigma}_\epsilon^{-1} \hat{\alpha}$ est développé par Barillas et Shanken (2018) [54]. Ce terme est,

par construction, égal à la différence entre 1. le ratio de Sharpe au carré d'un portefeuille comprenant à la fois les variables à expliquer (Π_i) et les variables explicatives (f_i) et 2. le ratio de Sharpe au carré des variables explicatives seules (f_i).

$$Sh_{max}^2(\alpha_i) = \widehat{\alpha}_i^\top \widehat{\Sigma}_{\epsilon_i}^{-1} \widehat{\alpha}_i \quad (1.7.3.16)$$

$$Sh_{max}^2(\alpha_i) = Sh_{max}^2(\Pi_i, f_i) - Sh_{max}^2(f_i) \quad (1.7.3.17)$$

Barillas et Shanken (2018) [54] mettent en perspective dans l'équation 1.7.3.17 que le terme $\widehat{\alpha}_i^\top \widehat{\Sigma}_{\epsilon_i}^{-1} \widehat{\alpha}_i$ est un indicateur qui joue un rôle central dans la capacité d'un modèle à réussir ou non le test GRS. On peut, par ailleurs, interpréter le terme $Sh_{max}^2(\alpha_i)$, tel qu'il est présenté dans l'équation 1.7.3.17, comme un degré de pénalisation de la diversification. Fama et French (2018) [285] insistent dans leurs travaux sur l'importance que revêt ce développement, car il conditionne de manière directe le succès ou l'échec de leurs propres modèles.

Considérons deux modèles empiriques munis de facteurs explicatifs notés respectivement M_1 et M_2 . Les facteurs de M_1 sont notés f_1 et ceux de M_2 sont notés f_2 . Les variables dépendantes contenues dans le panel i sont notées Π_i . Supposons, dès à présent, que les modèles M_1 et M_2 soient des modèles imbriqués au sein d'un modèle plus vaste noté M , *i.e.* $M = (M_1, M_2)$ (par conséquent $f = (f_1, f_2)$).

Si M_1 est meilleur que M_2 , c'est-à-dire qu'il est préférable de choisir M_1 comme modèle explicatif à destination du panel Π_i alors :

$$Sh_{max}^2(f_1, f_2, \Pi_i) - Sh_{max}^2(f_1) < Sh_{max}^2(f_1, f_2, \Pi_i) - Sh_{max}^2(f_2) \quad (1.7.3.18)$$

Or par équivalence,

$$Sh_{max}^2(f_1, f_2) - Sh_{max}^2(f_1) < Sh_{max}^2(f_1, f_2) - Sh_{max}^2(f_2) \quad (1.7.3.19)$$

Cette formulation vise à montrer que $Sh_{max}^2(f_1) > Sh_{max}^2(f_2)$. À partir des résultats

obtenus, nous sommes en mesure de connaître les tangentes des portefeuilles. Notons respectivement $\tau(f_1)$, $\tau(f_2)$, $\tau(f, \Pi_i)$, les tangentes des facteurs explicatifs des modèles M_1 et M_2 ainsi que de l'univers d'investissement $U = (f, \Pi_i)$. Notons que $\tau(f_1) = \tau(f, \Pi_i)$, si et seulement si $\tau(f_1) = \tau(f)$ et $\tau(f) = \tau(\Pi_i)$. Par équivalence, $Sh_{max}^2(f_1) = Sh_{max}^2(f, \Pi_i)$ si et seulement si $Sh_{max}^2(f_1) = Sh_{max}^2(f)$ et $Sh_{max}^2(f) = Sh_{max}^2(\Pi_i)$. Cette égalité se justifie empiriquement par le fait que les facteurs explicatifs f_1 issus de M_1 sont suffisants et qu'ajouter les facteurs f_2 dans l'explication de Π_i n'apporte aucune amélioration. Les facteurs f_1 forment donc une meilleure combinaison de facteurs que f_2 . Notons, à présent, les constantes des régressions α . On notera respectivement $\alpha_{f_1}^{\Pi_i}$, $\alpha_{f_2}^{\Pi_i}$ et $\alpha_{f_1}^{f_2}$ les constantes des régressions du panel i avec le modèle M_1 , d'une part, M_2 , d'autre part, et les constantes des régressions dans lesquelles on explique f_2 par f_1 sous hypothèse que le modèle M_1 est supérieur à M_2 pour les raisons susvisées. Afin de simplifier la lecture des équations, nous opterons pour une rédaction des coefficients des régressions dans lesquelles nous expliquons y par x_1, x_2, \dots, x_n comme suit : $\lambda_{x_1, x_2, \dots, x_n}^y$.

Si M_1 est un modèle satisfaisant qui produit les deux résultats suivants : $\alpha_{f_1}^{\Pi_i} = 0$ et $\alpha_{f_1}^{f_2} = 0$ alors $Sh_{max}^2(f_1) = Sh_{max}^2(f)$. Par extension et considérant que $\alpha_{f_1}^{\Pi_i} = 0$ et que $Sh_{max}^2(f_1) = Sh_{max}^2(f)$ alors $Sh_{max}^2(f) = Sh_{max}^2(\Pi_i, f)$. Dans le cadre d'une généralisation avec deux combinaisons de facteurs explicatifs f_1 et f_2 :

$$\Pi_i = \alpha_{f_1, f_2}^{\Pi_i} + \beta_1^{\Pi_i} f_1 + \beta_2^{\Pi_i} f_2 + \epsilon^{\Pi_i} \quad (1.7.3.20)$$

Nous cherchons à expliquer les variables dans f_2 par les facteurs f_1 supposés plus satisfaisants :

$$f_2 = \alpha_{f_1}^{f_2} + \gamma_1 f_1 + u^{f_2} \quad (1.7.3.21)$$

Par substitution, nous pouvons réécrire l'équation 1.7.3.20 comme suit :

$$\Pi_i = \alpha_{f_1, f_2}^{\Pi_i} + \beta_1^{\Pi_i} f_1 + \beta_2^{\Pi_i} (\alpha_{f_1}^{f_2} + \gamma_1 f_1 + u^{f_2}) + \epsilon^{\Pi_i} \quad (1.7.3.22)$$

$$\Pi_i = \left(\alpha_{f_1, f_2}^{\Pi_i} + \beta_2^{\Pi_i} \alpha_{f_1}^{f_2} \right) + \left(\beta_1^{\Pi_i} + \beta_2^{\Pi_i} \gamma_1 \right) f_1 + \left(\beta_2^{\Pi_i} u + \epsilon^{\Pi_i} \right) \quad (1.7.3.23)$$

Par condition d'orthogonalité dans laquelle on explique un facteur par un autre (ici f_2 par f_1), on a ϵ et u dont les moyennes sont nulles et sont non corrélées avec f_1 . Le lien entre Π_i et f_1 peut s'appréhender comme :

$$\Pi_i = \alpha_{f_1}^{\Pi_i} + \lambda_1^{\Pi_i} f_1 + v^{\Pi_i} \quad (1.7.3.24)$$

Ceci, nous permet d'obtenir les égalités suivantes :

- $\alpha_{f_1}^{\Pi_i} = \alpha_{f_1, f_2}^{\Pi_i} + \beta_2 \alpha_{f_1}^{f_2}$
- $\gamma_1 = \beta_1 + \beta_2 \lambda_1$
- $v^{\Pi_i} = \beta_2 u + \epsilon_t^{\Pi_i}$

En supposant que M_1 parvienne à expliquer à la fois les rentabilités des variables dépendantes ($\alpha_{f_1}^{\Pi_i} = 0$) et les facteurs explicatifs f_2 tel que $\alpha_{f_1}^{f_2} = 0$ alors on a par définition $\alpha_f^{\Pi_i} = 0$. Cela revient à dire que le pouvoir explicatif du modèle imbriqué M_1 et celui de M sont identiques. À partir de ce postulat, on peut écrire : $\alpha_f^{\Pi_i} = \alpha_{f_1, f_2}^{\Pi_i} = \alpha_{f_1}^{\Pi_i}$. Ainsi, à partir de M_1 et de l'équation 1.7.3.24, l'espérance de rentabilité s'écrit $\gamma \mathbb{E}[f_1]$, lorsque sous l'univers M , elle s'écrit $\beta_1 \mathbb{E}[f_1] + \beta_2 \mathbb{E}[f_2]$ (équation 1.7.3.20). Il est toutefois important de noter que l'égalité $\alpha_{f_1}^{f_2} = 0$ implique que $\mathbb{E}[f_2] = \gamma_1 \mathbb{E}[f_1]$ ou encore que $\beta_1 \mathbb{E}[f_1] + \beta_1 \gamma_1 \mathbb{E}[f_1] = (\beta_1 + \beta_2 \gamma_1) \mathbb{E}[f_1]$. Ceci dit, nous avons montré préalablement que le modèle imbriqué M_1 et le modèle global M produisaient le même ratio de Sharpe maximisé lorsque $\alpha_{f_1}^{f_2} = 0$. Notons à présent que les modèles produisent les mêmes rétrodictions et font *de facto* les mêmes erreurs, ce qui nous conforte dans le choix de M_1 sous justification qu'il demeure plus parcimonieux que M . Ces résultats montrent que la statistique GRS est un outil efficace pour ce qui touche à la sélection de modèles, mais se trouve, ici, limité lorsque le modèle imbriqué produit la même explication que le modèle global. Bien que cette limite ne soit empiriquement que très rarement rencontrée, elle met en exergue l'intérêt de conforter notre choix à l'aide d'autres outils statistiques comme le coefficient de détermination ajusté du nombre de facteurs. Dans le cas présent, le recours à cet outil

nous aurait conduits à opter directement pour le modèle le plus parcimonieux.

Le test GRS ne cesse d'être raffiné, testé et redéveloppé de manière *ad-hoc*. En effet, certaines hypothèses initiales inhérentes au test sont parfois violées empiriquement, ce qui nécessite un amendement partiel du test.²⁹

1.8 Conclusion

Au cours des cinquante dernières années, le champ académique relatif à l'évaluation d'actifs financiers a multiplié les efforts de toutes parts afin de mesurer le degré d'efficience des marchés financiers. Ces efforts se constatent aussi bien sur le plan théorique que sur le plan empirique. Bien que l'hypothèse d'efficience informationnelle soit discutable et ce, à bien des égards, elle demeure l'un des principaux piliers de la finance moderne (Gillet, 1991 [346]). Les modèles d'évaluation, dans leur grande majorité, la supposent, en effet, implicitement ou explicitement vérifiée. Or, à considérer même que cette vérification repose sur la validation d'un modèle de formation des prix, les prix estimés doivent être comparés avec ceux véritablement observés sur le marché. Les tests sur l'efficience issus de cette comparaison sont donc, par construction, des tests du modèle et n'autorisent les chercheurs à aucune conclusion univoque. La problématique de l'hypothèse jointe semble inéluctablement déboucher sur une impasse dans laquelle les scientifiques ne sont pas en mesure de fournir d'interprétation. Que conclure lorsque ces tests empiriques faillissent ? Un marqueur empirique d'inefficience ou bien la mise en lumière d'une mauvaise spécification du modèle ? Cet état de l'art explique, sans aucun doute, la tentative motivée de développer la filière théorique, d'une part, et le développement empirique par l'outil économétrique, d'autre part.

Si la théorie de l'efficience informationnelle semble diviser la communauté scientifique, elle pousse néanmoins les chercheurs à opter pour une approche plus « éclectique » (Mignon, 2008 [537], p.115) en interrogeant le champ de la psychologie des investisseurs.

29. Le test GRS ne cesse d'être raffiné. Les développements exposés s'appuient, sans être exhaustif, sur les travaux de Barillas et Shanken (2017) [53], Feng, Giglio et Xiu (2017) [304], Fama et French (2018a) [285], (2018c) [286], (2018d) [287], (2019) [288], Zhang, Wang, Li et Zhan (2018) [689], Fletcher (2018) [314], Barillas et Shanken (2018a) [54], (2018b) [55], Feng, Giglio et Xiu (2019) [305], Roh, Lee et Min [616], Boons et Prado (2019) [92].

L'approche comportementale apporte, en effet, beaucoup dans la compréhension de la manière avec laquelle les marchés financiers internationaux ont évolué entre les années 1990 et 2000. Les événements qui s'y sont déroulés ont mis en lumière des comportements d'investisseurs suggérant « *d'importants biais dans l'allocation des ressources* » (p.115). Mignon (2008) [537] conclut que le marché est une entité insuffisamment puissante pour contrecarrer les comportements humains des intervenants qu'elle décrit comme des défaillances humaines. Bien que la recommandation d'une approche plus éclectique puisse améliorer la compréhension de certains événements financiers, il apparaît qu'elle ne fait pas pleinement consensus. Fama (2014) [248] conclut, avec une relative vigueur, que « *la finance comportementale est une attaque directe dirigée contre la théorie d'efficience des marchés* » (p.1477).³⁰

Ce chapitre permet d'introduire le champ d'analyse de cette thèse qui s'adresse aussi bien aux chercheurs en finance qu'aux opérateurs de marché. Le modèle théorique du MÉDAF fut introduit et les principales critiques qui lui sont adressées ont été présentées. Les critères de sélection permettant de procéder à la hiérarchisation de modèles d'évaluation d'actifs furent introduits avec la procédure en deux étapes de Fama-MacBeth (1973) [295], la distance de Hansen et Jagannathan (1997) [381] ou encore le test de Gibbons, Ross et Shanken (1989) [344] et de ses extensions (Barillas et Shanken, 2018 [54]). Cet exposé a tenté de mettre en évidence la difficulté inhérente à la sélection de modèles dont les enjeux sont capitaux. En effet, bien que le développement de l'outil statistique de ces dernières décennies ait permis de construire un arsenal économétrique solide, ce dernier demeure insuffisant pour conclure de manière univoque qu'un modèle donné constitue une référence suffisante permettant de trancher sur la validité de l'hypothèse d'efficience des marchés. L'observation empirique de plusieurs relations significatives sur le plan statistique entre la rentabilité d'actifs, d'une part, et certains critères comptables, d'autre part,

30. « *The behavioral finance literature is largely an attack on market efficiency. The best of the behaviorists (like my colleague Richard Thaler) base their attacks and their readings of the empirical record on findings about human behavior in psychology. Many others don't bother. They scour databases of asset returns for "anomalies" (a statistically treacherous procedure), and declare victory for behavioral finance when they find a candidate. Most important, the behavioral literature has not put forth a full blown model for prices and returns that can be tested and potentially rejected - the acid test for any model proposed as a replacement for another model* » (Fama, 2014 [248], p.1477).

comme la capitalisation ou le ratio B/M, ne repose sur aucune explication économique. Le pouvoir explicatif supplémentaire qui résulte de leurs recours peut provenir d'un problème d'estimation ou même résulter de biais cognitifs suggérés dans le champ de la finance comportementale.

La notion d'anomalie de marché qui compose le principal substrat de critiques à l'égard du MÉDAF a été présentée et sera analysée avec plus de précisions dans le chapitre suivant. Le deuxième chapitre a en effet pour objectif de cadrer le sujet autour des modèles *ad-hoc* en cherchant à comprendre comment ces derniers sont apparus comme des alternatives. Les débats théoriques et empiriques qui ont concouru à produire un « zoo » de facteurs explicatifs (Cochrane, 2009 [159]) seront ainsi présentés et discutés à l'aide d'une large diversité d'opinions et de conclusions qui ont participé à construire notre champ de recherche.

Chapitre 2

Le cadre théorique des modèles multifactoriels : anomalies ou primes de risque ?

« *La découverte commence avec la conscience d'une anomalie, c'est-à-dire l'impression que la nature, d'une manière ou d'une autre, contredit les résultats attendus dans le cadre du paradigme qui gouverne la science normale* » (Khun, 1972 [465])

2.1 Introduction

LA mise en évidence de portions de rentabilités d'actifs non-expliquées par le MÉDAF a conduit les chercheurs à produire des interprétations différentes. Elles constituent des marqueurs d'inefficience pour certains (Basu, 1977 [63], Stattman, 1980 [656], Banz, 1981 [47], Rosenberg, Reid et Lanstein, 1985 [620]) qui les conduisent à remettre en cause l'hypothèse jointe d'efficience informationnelle. D'autres (Fama et French, 1992 [260], 1993 [261], 1995 [262], 2015 [281], 2016a [282], 2016b [283], 2017 [284], 2018a [285], 2018c [286], 2018d [287], 2019 [288]) avancent que le risque d'un actif est une combinaison linéaire de plusieurs facteurs. Ils suggèrent ainsi que les portions des rentabilités non-captées par le MÉDAF *ex post* ne constituent pas des anomalies, mais des primes en compensation du risque auquel l'actif est exposé. Le risque des actifs est donc, selon eux, multidimensionnel.

2.2 Les principales anomalies-primés de marché

2.2.1 L'effet taille (*size effect*)

La relation négative entre la taille d'une société et sa rentabilité boursière fut mise en lumière par Banz (1981) [47]. Au travers d'une étude qu'il conduit sur les marchés américains (AMEX, NASDAQ et NYSE) entre 1931 et 1975, l'auteur observe que les petites capitalisations enregistrent, en moyenne, des rentabilités boursières supérieures à celles des grandes. Cette observation fait suite à l'analyse de la stratégie d'investissement suivante : il forme trois portefeuilles équipondérés de titres dont les tailles sont 1. petites, 2. médianes puis 3. grandes. Il étudie leurs rentabilités respectives sur l'espace d'un mois puis les reforme mensuellement. Ce procédé le conduit à des séries chronologiques de rentabilités de trois portefeuilles qui lui permettent de calculer les différences de rentabilité mois par mois. Ces dernières sont ensuite régressées par le vecteur de rentabilités du marché. Banz (1981) [47] avance qu'une stratégie consistant à acheter le portefeuille de petites capitalisations en vendant celui constitué des plus grandes, génère en moyenne, une rentabilité mensuelle de 1,52%, soit une performance annualisée de 19,52%. L'assertion que les petites sociétés sont plus à risque que les grandes trouve de nombreuses justifications économiques dans la littérature (*e.g.* Graham et Dodd, 1934 [355]). Une petite entreprise est plus vulnérable aux événements inattendus, est fragilisée par ses liens plus restreints avec les systèmes de financements bancaires et pâtit d'un manque de ressources techniques. En effet, les plus petites structures n'ont jamais été en mesure d'obtenir de financements publics et dépendent de capitaux privés réclamant une rémunération supérieure en contrepartie du capital prêté ainsi qu'une garantie de droit de veto en ce qui concerne les prises de décisions stratégiques.³¹ Cette hypothèse conduit à appréhender un coût du capital plus élevé pour ces firmes. Par construction, le coût du capital devient une fonction décroissante de la taille conduisant la rentabilité d'une petite société à être supérieure en compensation pour

31. « *A company of relatively minor size is more vulnerable than others to unexpected happenings, and it is likely to be handicapped by the lack of strong banking connections or of technical resources. Very small businesses, therefore, have never been able to obtain public financing and have depended on private capital, those supplying the funds being given the double inducement of a share in the profits and a direct voice in the management.* » (Graham et Dodd, 1934 [355]).

ce risque. La relation positive entre la rentabilité et le risque est, selon cette hypothèse, respectée et réfute l'existence d'une anomalie de marché liée à un effet de taille. L'expression « *effet taille* » ou « *size effect* » est ambiguë. Crain (2011) [180] la définit comme la surperformance des petites capitalisations face aux grandes, or, cette définition n'exclut pas que le MÉDAF puisse correctement expliquer leurs rentabilités respectives. Nous retenons, dans cette thèse, la définition de Banz (1981) [47] dans laquelle l'effet taille est défini comme la portion des rentabilités non captées par le modèle de référence d'une stratégie construite sur la base d'un critère approximant la taille d'une firme. À l'instar de toutes les portions de rentabilité non expliquées par le MÉDAF, l'effet taille divise la communauté scientifique depuis presque quatre décennies pour diverses raisons.

1. L'effet taille est considéré comme l'une des meilleures démonstrations visant à fustiger la capacité des marchés à être véritablement efficients ;
2. Malgré les divisions qu'il a causées dans la recherche, il n'en reste pas moins un des facteurs les plus significatifs après la prime de risque du marché et est devenu un facteur incontournable dans les modèles actuels d'évaluation d'actifs ;
3. La considération qu'il s'agisse d'une prime de risque à part entière implique que les petites capitalisations subissent un coût moyen du capital supérieur. Cela fait écho dans plusieurs champs de la finance et ce, notamment en finance d'entreprise où l'on peut s'interroger sur l'intérêt marginal de procéder à des fusions-acquisitions avec ce type de structures au regard du risque réel imputable ;
4. La prise en compte de l'effet taille depuis le début des années 80 a su insuffler une véritable dynamique dans les pratiques d'investissements dans la mesure où de nombreux fonds et indices furent créés pour en tirer profit.

Bien que la littérature portant sur l'effet taille demeure fortement documentée et vaste, l'effet est contesté dans de nombreux travaux. Il est, par exemple, décrié par Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz et Pedersen (2018) [29] qui le décrivent comme marginalement significatif et, dans le meilleur des cas, assorti à de faibles rentabilités. L'effet semble concentré dans les portefeuilles extrêmes et songer à en tirer profit suppose d'assumer toutes les difficultés qui incombent lorsque l'on doit investir dans des petites capitalisations.

La surperformance de l'effet taille semble de plus trouver son salut dans les premiers jours du mois de janvier³² et ne semble être *in fine* qu'un proxy de qualité discutable d'un effet indirect lié à la liquidité.³³ Les différentes critiques adressées à l'effet taille peuvent être classées en sept points :

1. La première porte sur la faible profondeur historique. De nombreux travaux interrogent la pertinence de cet effet qui n'est pas ou très peu significatif et qui produit de surcroît de faibles rentabilités anormales assorties de ratios de Sharpe peu convaincants. Israel et Moskowitz (2013) [421], McLean et Pontiff (2013) [527] et Chordia, Subrahmanyam et Tong (2014) [152] examinent, entre autres, l'atténuation de l'effet taille. Leurs travaux portent sur la période *post*-publication de Banz (1981) [47]. Les résultats obtenus convergent vers une diminution des rentabilités des petites capitalisations à partir des années 80.
2. L'effet, lorsqu'il est observé, varie à travers le temps et disparaît parfois (Jensen, Johnson et Mercer, 1998 [435], Dichev, 1998 [202], Chan, Karceski, et Lakonishok, 2000 [137], Horowitz, Loughran, et Savin, 2000 [409], Amihud, 2002 [19], Schwert, 2003 [634] et Van Dijk, 2011 [672]). Hirshleifer (2001) [401] observe que l'effet taille est important sur les marchés américains entre 1974 et 1983 puis disparaît jusqu'à devenir négatif les sept années qui suivent. Schwert (2003) [634] suggère que la disparition de l'anomalie après sa publication coïncide avec l'explosion du nombre de fonds et d'indices créés pour profiter de l'opportunité d'arbitrage. Gompers et Metrick (2001) [350] avancent que la demande des investisseurs institutionnels pour les grandes capitalisations a contribué à faire monter leurs prix sur ces années réduisant mécaniquement l'attractivité des petites capitalisations. Dimson, Marsh et Stuanton (2011a) [205], (2011b) [204] concluent que la surperformance des petites capitalisations est inégale et globalement non existante sur une longue période d'étude.
3. L'effet taille apparaît seulement lorsque les plus petits titres sont introduits dans

32. Voir Reinganum (1981) [604], Roll (1981) [618], Keim (1983) [449] entre autres.

33. Voir Brennan et Subrahmanyam (1996) [105], Amihud (2002) [19] et Pastor et Stambaugh, 2003 [580] entre autres.

l'échantillon. Horowitz, Loughran, et Savin (2000) [409], Crain (2011) [180] et Bryan (2014) [115] caractérisent l'effet taille comme un épiphénomène concentré dans les très petites capitalisations. L'effet disparaît lorsque les échantillons américains ôtent les titres dont les capitalisations sont inférieures à 5 millions de dollars ou lorsqu'ils n'intègrent pas les 5% les plus petites. Dans une étude conduite sur le marché anglais, Michou, Mouselli et Stark (2010) [536] montrent une surperformance en matière de rentabilités des trois plus petits déciles seulement. Crain (2011) [180] va, par ailleurs, ajouter que l'effet ne semble pas linéaire.

4. L'effet s'explique par une interaction indirecte liée à l'effet Janvier. La rentabilité en excès des titres de petites tailles s'explique par leurs performances boursières des premiers jours du mois de janvier. Le reste de l'année participe alors à discréditer tout effet taille (Reinganum, 1981 [604], Roll, 1981 [618], Keim, 1983 [449], Gu, 2003 [367], Easterday, Sen, et Stephan, 2009 [210]). Corrélativement, Gu (2003) [367] et Easterday, Sen, et Stephan (2009) [210] montrent que l'effet dit janvier a également diminué sur la période des années 1980 à 2000. Ce constat renforce l'idée que les deux effets demeurent intimement liés selon Van Dijk (2011) [672].
5. La prime de taille disparaît quand la taille est opérationnalisée par un autre proxy que la capitalisation boursière (Berk, 1995a [71], 1995b [72], 1997 [73]).
6. L'effet de taille, à l'instar de l'effet Janvier, est un proxy indirect d'un véritable effet lié à la liquidité (Amihud et Mendelson, 1986 [20], Brennan et Subrahmanyam, 1996 [105], Amihud, 2002 [19], Pastor et Stambaugh, 2003 [580] et Sadka, 2006 [627]). Amihud et Mendelson (1986) [20] documentent la littérature en montrant que l'effet est lié au risque de liquidité lorsque ce dernier est mesuré par la fourchette « *bid-ask* ».
7. L'effet taille apparaît relativement faible à l'échelle internationale. Barry, Goldreyer, Lockwood et Rodriguez (2002) [60] n'observent pas d'effet taille significatif au travers d'une étude portant sur 35 pays émergents à l'instar de Fama et French (2012) [280] qui firent le même constat sur les quatre grandes régions (Amérique du Nord, Europe, Japon et Asie Pacifique) lorsqu'ils examinent les rentabilités des

marchés actions sur une fenêtre de 20 ans (novembre 1990 à septembre 2010). Cette problématique d'ordre géographique est possiblement liée à une problématique de tamisage de données (Crain, 2011 [180] et Bryan, 2014 [115]). L'effet taille fut néanmoins observé sur plusieurs marchés financiers. En France, on peut recenser les travaux qui s'inscrivent dans ce sens avec Hamon (1986) [372], Hawawini et Viallet (1987) [395], Hamon et Jacquillat (1992) [376], Molay (1999) [545], (2001) [546], Lajili (2003) [471], Lajili (2006) [469], Nasreddine et Lajili Jarjir (2017) [555], Desban et Lajili Jarjir (2018) [199]. L'effet a également été relevé sur le marché du Royaume-Uni par Corhay, Hawawini et Michel (1987) [175]. Le marché espagnol corrobore l'effet avec Rubio (1988) [626] tout comme Corniolay et Pasquier (1991) [177] pour le cas suisse ou encore Chan, Hamao et Lakonishok (1991) [135] pour le marché nippon.

Dans un effort de justification, Berk (1995a) [71] et (1995b) [72] adopte un prisme d'analyse différent et suppose que la capitalisation boursière d'une firme constitue une mesure de risque directe. Cette assertion qui semble novatrice s'inscrit dans ce qu'avançaient Graham et Dodd (1934) [355] un peu plus tôt. Berk (1995) [72] considère une économie comprenant plusieurs sociétés dont les tailles et les espérances de flux disponibles de trésorerie sont similaires. Les valorisations, supposées initialement identiques entre les entreprises, varient lorsque les firmes voient leurs espérances de réaliser leurs flux de trésorerie varier. En effet, si l'une d'elles observe une hausse de son risque de générer des flux de trésorerie disponibles, elle verra sa valorisation diminuer inéluctablement. Ce mécanisme d'ajustement repose sur son taux d'actualisation matérialisant la perception du risque relative à un titre. L'idée de Berk (1995a) [71] et (1995b) [72] est de considérer que si les sociétés sont de tailles identiques, leurs valorisations boursières apparaissent comme un bon prédicteur de rentabilité validant l'intuition de Banz (1981) [47]. Il avance, néanmoins, que les relations qu'entretiennent les paramètres approximant les anomalies-primés de marchés et la rentabilité attendue ne s'expliquent, ni par les flux disponibles de trésorerie, ni par la taille. Ces relations traduisent des primés de risque théoriques contenues dans les caractéristiques de marché de ces variables. À partir de cette conclusion, l'auteur atteste

que la capitalisation boursière comme paramètre dans les tests empiriques est injustifiée, car l'effet taille approximé ainsi ne constitue ni une anomalie, ni une prime de risque.

Basu (1983) [64] cherche à expliquer l'effet taille par le modèle de Klein et Bawa (1977) [456]. Il explique que les titres de petites capitalisations souffrent d'un manque d'informations à leurs égards ainsi qu'une forme d'opacité. Ce manque d'informations biaise l'estimation des paramètres de la distribution des rentabilités. Partant de cette hypothèse, si les investisseurs sont des agents rationnels cherchant à diversifier leurs portefeuilles, ces derniers seront conscients de la limite informationnelle imputable aux petites capitalisations ce qui crée une barrière à l'achat. Cette barrière justifie que la rentabilité du titre soit plus élevée en compensation de ce risque supplémentaire.

Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz et Pedersen (2018) [29] qui adoptent, préalablement, une posture critique à l'égard de l'effet taille, expliquent que malgré toutes les critiques recensées dans la littérature à son encontre, l'effet taille peut être ressuscité grâce à un facteur de qualité. Hou et Van Dijk (2019) [413] affirment, de leur côté, que l'effet taille n'a, en réalité, jamais disparu et demeure bien présent sur les marchés américains et que ce dernier produit un différentiel de rentabilité de 8% par an à partir du début des années 1980 lorsque les « *profitability shocks* » sont contrôlés. Les auteurs avancent même que cet effet persiste à l'échelle internationale en mentionnant les marchés européens. Hou et Van Dijk (2019) [413] ne parlent pas d'effet qualité, mais stipulent que les petites capitalisations sont soumises à des effets qui influencent négativement leurs rentabilités contrairement aux plus grandes capitalisations. Pour expliquer cette assertion, les auteurs avancent que les rentabilités *ex post* sont une mesure « bruitée » des rentabilités *ex ante* (Blume et Friend, 1973 [89], Sharpe, 1978 [639], Froot et Frankel, 1989 [332] et Elton, 1999 [216]). Hou et Van Dijk (2019) [413] s'appuient sur le travail de Campbell (1991) [118] qui stipule que la rentabilité *ex post* est un agrégat qui comprend la rentabilité attendue, les nouvelles informations relatives aux flux de trésorerie qui concernent le titre (« *cash flow shocks* ») ainsi que les informations qui renseignent sur le risque du titre (« *discount rate shocks* »). Cette décomposition fut reprise à plusieurs reprises (Vuolteenaho, 2002 [676] et Chen, Da, et Zhao, 2013 [143]) et mit en exergue que la principale composante qui perturbe la

rentabilité réalisée est relative aux nouvelles informations concernant la formation des flux de trésorerie. Les auteurs expliquent la disparition de l'effet taille en invoquant que l'influence des « chocs de trésorerie » est différente selon qu'il s'agit d'une petite ou d'une grande capitalisation.

2.2.2 L'effet qualité (*quality effect*)

De manière générale, la qualité se définit comme une caractéristique ou un ensemble de caractéristiques d'un titre que les investisseurs sont disposés à payer plus cher, toute chose étant égale par ailleurs (Asness, Frazzini et Pedersen, 2019 [30]). Dans leur article, Asness, Frazzini et Pedersen (2019) [30] illustrent plusieurs dimensions de la qualité à partir de la rentabilité, la croissance des bénéfices, le faible risque ainsi la stabilité des bénéfices. Les auteurs constatent que l'effet taille est d'autant plus fort lorsque l'effet qualité est contrôlé. Ils concluent ainsi que ce contrôle permettrait de réconcilier plusieurs études empiriques associées à la prime de taille en la « ressuscitant ». Les auteurs font l'assertion que les grandes firmes sont en général des titres de bonne qualité. Les petites capitalisations, en revanche, sont globalement des titres de qualité médiocre (« *junky stocks* »). Toutefois, comment expliquer qu'une firme de qualité médiocre puisse sousperformer si elle est, en même temps, de petite taille ? Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz et Pedersen (2018) [29] soutiennent que l'effet de taille lutte à contre-courant de l'effet qualité. L'effet de taille souffre d'un effet de compensation lié à la qualité. Ils ajoutent que les critiques relatives à l'effet taille relevées dans la littérature peuvent être expliquées en grande partie grâce au contrôle de cette nouvelle dimension. La dimension qualité repose sur quatre piliers :

1. *Profitability* (\mathcal{P}). Toute chose égale par ailleurs, les sociétés ayant des ratios de rentabilité élevés enregistrent, en moyenne, des rentabilités boursières supérieures. Il s'agit de l'effet de *gross profitability* introduit par Chen, Novy-Marx et Zhang (2011) [144] et Novy-Marx (2013) [563] ;
2. *Growth* (\mathcal{G}). Les investisseurs devraient, selon Asness, Frazzini et Pedersen (2019) [30] payer un prix plus élevé pour les sociétés dont les bénéfices sont croissants ;
3. *Security* (\mathcal{S}). Les investisseurs devraient également payer, toute chose égale par

ailleurs, un prix plus élevé pour une action ayant une rentabilité exigée inférieure, *i.e.* un titre moins risqué. Asness, Frazzini et Pedersen (2019) [30] soulignent la fracture qui existe dans la littérature sur ce qui convient d'approximer le niveau de sécurité d'une action. Les auteurs proposent le $\beta^{r_M - r_f}$ du MÉDAF, la volatilité idiosyncratique (σ_ϵ), la volatilité du ratio de rentabilité financière ainsi que le niveau d'endettement. L'augmentation du ratio dettes sur capitaux propres augmente le risque de l'action selon Bhandari (1988) [77] qui avance une relation positive entre les rentabilités des actions et ce ratio empiriquement ;

4. *Payout* (\mathcal{O}). Le ratio de distribution correspond à la fraction des bénéfices versés aux actionnaires. Asness, Frazzini et Pedersen (2019) [30] avancent que cette caractéristique est déterminée par le management et constitue une mesure fiable de l'attractivité d'un titre pour ses actionnaires.

Bouchaud, Ciliberti, Landier, Simon et Thesmar (2016) [93] soulignent que les informations concernant la formation des flux de trésorerie sont de nature publique, faiblement complexes et peu difficiles à interpréter ou à traiter à l'aide d'un système d'informations. Ils admettent que l'hypothèse d'un facteur de risque (compatible avec l'hypothèse d'efficience informationnelle des marchés) est envisageable. Selon cette approche, les actions de qualité pourraient être exposées à un facteur de risque qui préoccupe les investisseurs les poussant à exiger une rentabilité supplémentaire. Les sociétés peuvent néanmoins choisir entre les projets plus sûrs, donc faiblement rentables et les projets plus risqués, mais plus rentables. Un flux de trésorerie moyen élevé sur les actifs peut indiquer que les firmes correspondantes exercent en moyenne des activités dans des segments d'activités plus rentables, mais également plus risqués. Cette explication rejoint celle de Asness, Frazzini et Pedersen (2019) [30] et justifie à la fois la pertinence de supposer une prime de risque et le sens de cette dernière. Les auteurs formalisent ainsi le facteur QMJ (*quality minus junk*) contre JMQ (*junk minus quality*). Ils avancent que les stratégies construites sur la base de primes de risque récompensent les investisseurs pour le risque d'asymétrie négative significative (Harvey et Siddique, 2000 [391] et Lemperiere, Deremble, Nguyen, Seager, Potters et Bouchaud, 2017 [481]) alors que les stratégies basées sur les titres de

bonne qualité présentent une asymétrie positive assortie d'une faible probabilité de krach. De ce point de vue, Lemperiere, Deremble, Nguyen, Seager, Potters et Bouchaud (2017) [481] jugent que l'hypothèse d'une prime de risque est infondée. Le champ de la finance comportementale apporte un éclairage et une meilleure compréhension du phénomène, selon eux. La finance comportementale permettrait de formaliser une hypothèse où les investisseurs sous-pondèrent systématiquement les informations qui constituent les signaux de qualité (flux de trésorerie par exemple). Les analystes et les investisseurs sont trop concentrés sur les indicateurs standards comme le bénéfice par action, le momentum ou encore la volatilité. Cette disproportion les conduit à ne pas intégrer de la même manière toutes les informations présentes dans les états financiers. De ce point de vue, l'effet qualité selon Bouchaud, Ciliberti, Landier, Simon et Thesmar (2016) [93] est une illustration directe de ce que constitue un marqueur d'inefficience. Sloan (1996) [650] atteste que les conventions comptables qui conduisent au calcul du résultat par action donnent une image moins fiable que le tableau des flux de trésorerie. Pourtant, malgré cette imperfection, les flux de trésorerie ou le ROA (aussi utilisé dans le cadre d'analyse de l'effet rentabilité brute) ne sont pas utilisées de manière suffisante et efficace par les analystes ou par les investisseurs en général. Bien que le facteur QMJ soit construit sur la base de quatre composantes (rentabilité, croissance, sécurité et rémunération), il entretient, dans les travaux de Asness, Frazzini et Pedersen (2019) [30], une corrélation plus élevée avec les dimensions « *profitability* » (0,82) et « *safety* » (0,88) que celle du « *payout* » (0,69) ou celle liée à la dimension « *growth* » avec seulement 0,24 pour les marchés américains entre 1956 et 2012. Ces relations apparaissent faiblement sensibles à la période puisque les résultats sont globalement similaires sur la période 1986 à 2012 (*profitability* : 0,79 ; *growth* : 0,28 ; *security* : 0,86 et *payout* : 0,76). La forte corrélation entretenue par le facteur QMJ et la dimension de rentabilité brute (*profitability*) justifie le recours aux mesures comprenant les flux de trésorerie comme des mesures de qualité. Cette corrélation interroge également sur l'idée d'une redondance du facteur de rentabilité opérationnelle (RMW) lorsque QMJ est employé. Globalement, cette analyse conduit à

parler d'une forme de conservatisme³⁴ où les opinions des investisseurs sont « tenaces ». Il existe, selon les auteurs, des sous-réactions des investisseurs aux nouvelles informations (bonnes ou mauvaises). D'après leur étude conduite sur une base de données regroupant les recommandations d'analystes (IBES),³⁵ les auteurs concluent que l'explication d'obédience comportementale constitue un support solide. L'étude empirique propose d'analyser les objectifs de prix des analystes en régressant leurs anticipations de rentabilité sur la qualité du titre (mesurée par les flux de trésorerie sur le total actif). Les résultats indiquent une ordonnée à l'origine positive et significative interprétée comme un optimisme excessif. De plus, le coefficient de sensibilité apparaît négatif et significatif à un seuil de confiance de 5%. Bouchaud, Ciliberti, Landier, Simon et Thesmar (2016) [93] concluent que les analystes négligent les informations contenues dans les états de trésorerie et les pondèrent, de surcroît, avec le mauvais signe. Ces résultats les conduisent à mettre en évidence un lien entre ce qui constitue une forme de rigidité des convictions des analystes et la mauvaise évaluation des actifs. Leur conclusion est univoque et indique que les biais comportementaux sont au cœur de l'effet qualité. Si cette conclusion s'oppose à l'approche multidimensionnelle du risque en considérant l'effet qualité comme facteur de risque, Asness, Frazzini et Pedersen, 2019 [30] attestent pourtant qu'un facteur qualité accrédite la logique de facteur de risque et explique de surcroît la disparition de l'effet taille sur la période 1980-2000. Les auteurs suggèrent le facteur de risque QMJ pour *quality minus junk* construit sur la base d'un classement des titres au regard de leurs niveaux de qualité. Le facteur propose d'établir, à l'instar de la méthodologie classique de Fama et French, le différentiel de rentabilités entre les titres de bonne qualité (les trois plus hauts déciles) et ceux de qualité médiocre (les trois déciles les plus faibles). Une fois que l'effet de qualité est contrôlé par le facteur QMJ, la prime de taille augmente et devient à la fois plus stable et plus robuste dans le temps. Asness, Frazzini et Pedersen, 2019 [30] attestent par ailleurs, que l'utilisation de QMJ dans les régressions ressuscite l'effet de taille dans les années 1980 et 1990 alors qu'il était manifestement absent (Jensen, Johnson et Mercer, 1998 [435], Dichev, 1998

34. Les heuristiques mentales sont présentées dans la section 2.5.2.

35. Institutional Brokers' Estimate System (IBES) is a database that gathers and compiles the different estimates made by stock analysts on the future earnings for the majority of U.S. publicly traded companies.

[202], Chan, Karceski, et Lakonishok, 2000 [137], Horowitz, Loughran, et Savin, 2000 [409], Amihud, 2002 [19], Schwert, 2003 [634] et Van Dijk, 2011 [672]). Les régressions en coupe transversale indiquent que l'effet qualité renforce l'effet taille bien que les deux primés de risque soient faiblement, mais négativement corrélés. Asness, Frazzini et Perdersen, 2019 [30] avancent que le facteur qualité engendre une relation monotone entre la taille d'une firme et ses rentabilités moyennes. L'effet taille n'est donc pas imputable seulement aux plus petites capitalisations comme le stipulaient Horowitz, Loughran, et Savin (2000) [409], Crain (2011) [180] et Bryan (2014) [115], mais se diffuse à travers tout l'échantillon.

2.2.3 L'effet liquidité (*liquidity effect*)

Pastor et Stambaugh (2003) [580] définissent la liquidité de manière paramétrique. La liquidité est, selon eux, la capacité à traiter de grandes quantités rapidement, à faible coût et sans faire fluctuer le prix d'un actif. Si ce dernier répond favorablement à ces conditions, il est liquide. Les auteurs se focalisent sur la liquidité associée aux fluctuations de prix temporaires générées par les flux d'ordres. Ils proposent une mesure de la liquidité globale qui est une moyenne mensuelle transversale des mesures de la liquidité des actions individuelles. La mesure à la fin du mois t est formalisée à partir des données journalières portant sur les volumes et sur les signes des coefficients de sensibilité de chaque titre avec un effet commun. Plus précisément,

$$r_{i,d+1,t}^e = \theta_{i,t} + \phi_{i,t} r_{i,d,t} + \gamma_{i,t} \mathcal{S}_{[r_{i,d,t}^e]} \times \mathcal{V}_{i,d,t} + \epsilon_{i,d+1,t} \quad d = 1, \dots, D \quad (2.2.3.1)$$

où :

- $r_{i,d,t}$ est la rentabilité du titre i le jour d au cours du mois t ,
- $r_{i,d,t}^e = r_{i,d,t} - r_{M,d,t}$ où $r_{M,d,t}$ est la rentabilité pondérée par capitalisation du portefeuille de marché M le jour d au cours du mois t ,
- $\mathcal{V}_{i,d,t}$ le volume monétaire échangé sur les marchés pour le titre i le jour d au cours du mois t ,

- $\mathcal{S}_{[p]}$ est le signe du paramètre p . $\mathcal{S}_{[p]}$ est positif si $r_{i,d,t}^e > 0$ dans le cas où $r_{i,d,t} > r_{M,d,t}$. Autrement, $\mathcal{S}_{[p]}$ est négatif.

La régression 2.2.3.1 est réalisée, si et seulement si, les auteurs disposent d'au moins 15 observations journalières ($D > 15$) durant le mois t . Les auteurs concluent que la liquidité d'un actif est une variable d'état qui influence, à l'instar d'une prime de risque, le prix des actions. Les auteurs soutiennent que les rentabilités attendues des actions sont liées de manière transversale aux sensibilités des rentabilités aux innovations dans la liquidité globale. Pastor et Stambaugh (2003) [580] montrent ainsi un effet marqué lié à la liquidité et ce malgré le contrôle de quatre facteurs de risque (marché, taille, substance et momentum). Ils ajoutent qu'en dépit du contrôle de l'effet taille, les plus petites valeurs sont moins liquides que les grandes.

Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz et Pedersen (2018) [29] notent que l'effet de liquidité participe à expliquer indirectement l'effet taille (Pastor et Stambaugh, 2003 [580] et Acharya et Pedersen, 2005 [2]). Les auteurs avancent que la portion inexplicée est résiduelle et peut être facilement captée par le reste des variables explicatives, pour peu qu'elles soient corrélées avec l'effet taille (p.507). Cette suggestion indique que l'effet qualité explique partiellement l'effet taille, jusqu'à le ressusciter, alors que l'effet de liquidité est un facteur seulement corrélé et donc non-explicatif.

2.2.4 L'effet associé aux valeurs de substance (*value effect*)

La stratégie d'investissement dite stratégie de substance (ou *value strategy*) consiste à acheter des titres sous évalués (peu chers) et à vendre ceux surévalués (onéreux). Lorsque le prix de marché du titre i est peu élevé au regard de son ratio valeur comptable sur valeur de marché (ratio B/M), le titre produit, en moyenne, une rentabilité supérieure aux valeurs de croissance (*e.g.* Basu, 1977 [63], Ball, 1978 [43], Litzenberger et Ramaswamy, 1979 [497] et Berk, 1995a[71], 1995b [72] entre autres). Cette stratégie fut mise en évidence tôt dans la littérature financière. On peut, à titre d'exemple, citer les travaux de Graham et Dodd (1934) [355] qui proposèrent de nombreuses études empiriques visant à en tirer profit. Les auteurs avancent que les sociétés pour lesquelles les investisseurs ont une exigence

de rentabilité élevée sont des sociétés plus risquées. Elles sont, par conséquent, moins chères entraînant une hausse de leurs ratios B/M. C'est donc parce que ces sociétés ont des ratios dégradés que les investisseurs ajustent à la hausse leurs exigences de rentabilité expliquant en partie pourquoi les sociétés de substance produisent *in fine* une rentabilité moyenne supérieure aux titres de croissance (Ball, 1978 [43] et Berk, 1995a[71], 1995b [72]). Reinganum (1990) [605] observe un niveau de rentabilité moyenne, contrôlé de l'effet taille, plus élevé pour les actions cotées sur le marché de New-York (NYSE) que celles du NASDAQ. Fama, French, Booth et Sinquefeld (1993) [289] justifient cet écart entre les deux marchés à l'aide du modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) [261]. Lorsque l'effet taille est contrôlé, les actions cotées sur le NYSE sont plus sensibles au facteur HML. Cette sensibilité supérieure explique, selon les auteurs, pourquoi leur rentabilité moyenne est plus élevée. Cette caractéristique « *value* » engendre mécaniquement un différentiel de coût du capital plus élevé selon la santé économique des secteurs industriels (Fama et French, 1997 [266]). Les firmes dont les secteurs connaissent des phases de difficultés économiques montrent, en moyenne, des niveaux d'exposition plus importants au facteur HML. Ces résultats souscrivent l'idée que le facteur *value*, approximé par le ratio B/M est bien disposé à mesurer la portion de rentabilité non expliquée par le MÉDAF liée à la vulnérabilité économique des firmes. De ce point vu, il est légitime d'observer un coût du capital supérieur pour ces dernières.

Jensen, Johnson et Mercer (1998) [435] étudient les marchés américains et identifient les deux primés (taille et substance) dans leur échantillon. Les auteurs cherchent à comprendre si l'influence de l'effet de substance est généralisée ou bien si ce dernier résulte de l'effet B/M seul. Le débat porte donc sur l'opérationnalisation du facteur. Ils observent que les rentabilités moyennes des portefeuilles comprenant des titres de substance sont plus élevées. Les auteurs cherchent également à savoir si l'effet de substance est convergent selon plusieurs critères candidats. Jensen, Johnson et Mercer (1998) [435] confirment la validité de l'effet *value*, mais observent que ce dernier diffère selon le critère mobilisé. Ils ajoutent que la surperformance des titres de substance sur ceux de croissance ne s'explique pas par une hausse du risque associé. Le risque, ici mesuré à l'aide de l'écart-

type historique des rentabilités, ne permet pas d'identifier de schéma bien marqué et récurrent. Les auteurs confirment, par leurs résultats, l'existence d'un effet taille. Les petites capitalisations enregistrent des performances supérieures à celles des grandes capitalisations, mais ces surperformances présentent une volatilité historique plus élevée. L'échantillon est subséquemment découpé en quatre sous-périodes respectivement de dix ans. Ils notent que cette décomposition modifie leurs conclusions. L'effet de substance montre une certaine stabilité et demeure statistiquement significatif tout au long des quarante années étudiées.

Fama et French (1993) [261] interprètent la rentabilité moyenne de leur facteur explicatif de substance comme une prime de risque liée à une forme de détresse financière. Lorsque le ratio B/M est faible, la firme indique au marché une forte rentabilité économique alors qu'*a contrario*, un ratio B/M élevé signifie une rentabilité plutôt faible (Fama et French, 1995 [262]). Les auteurs ont également pu justifier la formulation de leur facteur en montrant que ces coefficients de sensibilité évoluaient dans le temps. Ils ajustent selon les secteurs et semblent refléter les périodes de croissance ou de ralentissement. Lorsque les coefficients de sensibilité deviennent négatifs, ils indiquent une période de ralentissement. Lorsqu'ils sont positifs, ils expriment un contexte de croissance économique. En périodes de difficultés économiques, Jensen (1989) [438] avance que les dirigeants sont poussés à prendre des décisions et à mettre en place des actions correctives. Wruck (1990) [685] ajoute que les épisodes de difficultés économiques se produisent lors de contractions économiques et sectorielles. Ces difficultés sont d'autant plus fortes lorsque la gestion de la firme n'est pas optimale. Wruck (1990) [685] stipule également que les sociétés dont la gestion est satisfaisante, mais qui rencontrent des difficultés ont une propension moindre à réagir que les firmes ayant une gestion discutable et peu efficace. Whitaker (1999) [683] corrobore l'hypothèse formulée par Jensen (1989) [438] en observant que les sociétés ayant connu des difficultés financières ont bénéficié d'actions correctives qui se révélèrent subséquemment positives à court terme au regard de leurs secteurs. L'interprétation qui en est faite est que les difficultés financières des firmes conduisent à accroître la pression autour des dirigeants qui semblent plus s'impliquer dans la recherche de solutions. Whitaker (1999)

[683] recense 417 sociétés américaines en difficulté sur la période 1980-1992. La difficulté financière est, ici, approximée par le défaut de paiement. La valorisation boursière de la firme sur la valorisation totale du secteur de référence (benchmark) constitue un second critère de difficulté. Enfin, la diminution du taux de résultat d'exploitation (EBIT) sur chiffre d'affaires constitue le dernier critère retenu. Whitaker (1999) [683] soutient que ses résultats, contrairement aux travaux d'Altman (1984) [17] et Opler et Titman (1994) [575], démontrent qu'il existe une influence nette conduite par la vulnérabilité financière qui amène, à court terme, une phase d'améliorations économiques. Ce phénomène corrèle, d'une part, la vulnérabilité financière approximée directement ou indirectement par le ratio B/M et la rentabilité à court terme, d'autre part.

À partir des travaux de Stattman (1980) [656], Rosenberg, Reid et Lanstein (1985) [620] observent un effet de substance à l'aide du ratio B/M. Les auteurs tentent d'évaluer la possibilité de générer des rentabilités anormales à partir de deux stratégies d'arbitrage. Ces auteurs s'inscrivent parmi ceux qui interprètent les rentabilités anormales comme des marqueurs d'inefficience indiquant, de la sorte, que l'hypothèse d'efficience informationnelle est rejetée. La première stratégie d'arbitrage testée repose sur le ratio B/M. La seconde, quant à elle, s'appuie sur un effet de balancier des rentabilités des titres à court terme. Leur travail de recherche s'appuie sur un échantillon composé des 1 400 plus grandes actions selon leurs capitalisations boursières. Les actions sont présentes sur un des trois marchés américains (NYSE, AMEX et NASDAQ) sur une période de quatre ans (1980-1984). La seconde stratégie qui repose sur un effet de balancier est construite à partir d'actions dont la rentabilité mensuelle positive ou négative tend à s'inverser. Les deux stratégies conduisent à observer des rentabilités anormales, c'est-à-dire qu'elles génèrent, l'une comme l'autre, des portions de rentabilité que le MÉDAF ne parvient pas à capter et qui sont, selon les auteurs, arbitrables. L'effet value a conduit à d'innombrables travaux. Le tableau 2.1 présente de manière très succincte les principaux.

2.2.5 L'effet de rentabilité brute (*gross profitability effect*)

Novy-Marx (2013) [563] stipule qu'il existe un effet lié à la rentabilité brute (*gross profitability*). Ce dernier est mesuré comme le rapport entre les bénéfices bruts et le total actif. Il a, selon l'auteur, un pouvoir prédictif quasiment similaire à celui qui émane du ratio B/M. Il ajoute que cette observation n'en fait pas un ratio concurrent, mais complémentaire. En effet, il contribue activement à expliquer les valorisations d'actifs et ce, même lorsque les titres en question, sont des sociétés de grandes capitalisations très liquides. Novy-Marx (2013) [563] avance que ce ratio de rentabilité brute produit bel et bien un pouvoir explicatif et est de surcroît supérieur au critère de revenus (*earnings*). Les stratégies basées sur les valeurs de substance ainsi que celles construites sur le ratio de rentabilité brute partagent la même philosophie en dépit de leur faible covariance. Traditionnellement, les stratégies de substance financent l'acquisition d'actifs sous évalués par la vente d'actifs coûteux (surévalués). Les stratégies issues du ratio de rentabilité brute exploitent une autre dimension de l'effet de substance en finançant l'acquisition d'actifs productifs par la vente d'actifs non ou faiblement productifs. Ces deux effets étant liés, Novy-Marx (2013) [563] invite à analyser l'effet de rentabilité brute dans un contexte dit « *value* ». Lorsque le prix de marché d'un titre i est peu élevé au regard du niveau de son ratio B/M, cela implique qu'un investisseur est en mesure avec le même dollar, d'acheter une quantité supérieure de i . Ce mécanisme est inversement vrai, pour les titres surévalués lorsqu'il s'agit d'un contexte de vente. Ces stratégies de substance qui furent mises en évidence par Graham et Dodd (1934) [355] ont conduit à de nombreux travaux empiriques qui cherchaient à en tirer profit, d'une part, ou bien à leur attribuer diverses justifications économiques, d'autre part. Lakonishok, Shleifer et Vishny (1994) [478] soutiennent qu'un ratio *book-to-market* faible indique que les actions sont, en moyenne trop chères et qu'un ratio élevé, indique *a contrario* qu'elles constituent de bonnes opportunités d'achat. L'achat d'actions de substance additionné à la vente de titres de croissance représente, dès lors, une méthode efficace pour exploiter ce que les auteurs jugent comme des erreurs d'évaluation. Corrélativement, cette argumentation peut être adaptée à l'effet de rentabilité brute (*gross profitability*). En effet, ces arguments suggèrent que les firmes

possédant des actifs productifs devraient offrir, en moyenne, une rentabilité supérieure à celle des entreprises aux actifs improductifs. Les variations de la rentabilité brute des firmes permettent d'identifier les variations des taux de rentabilité exigés par les investisseurs. Conformément à ces prévisions, les portefeuilles triés sur la base du ratio revenus bruts sur total actif montrent en moyenne une rentabilité boursière significativement plus élevée et ce, plus particulièrement lorsque l'effet *book-to-market* est contrôlé. Du point de vue de l'investisseur, miser sur une stratégie basée sur la rentabilité brute génère une forme de couverture. Novy-Marx (2013) [563] atteste qu'acheter des titres de substance dont les rentabilités brutes sont élevées réduit le risque global du portefeuille. L'auteur ajoute que le critère de rentabilité brute est à l'origine des anomalies liées aux revenus (earnings) et que son facteur de risque produit un pouvoir explicatif supérieur.

Fama et French (2015, [281], 2016b [283], 2017 [284], 2018a [285], 2018c [286], 2018d [287], 2019 [288]) partent du modèle de Miller et Modigliani (1961) [539] définissant la valorisation boursière d'une société à partir de ses résultats futurs exprimés comme l'addition entre les dividendes versés (d) et la variation des capitaux propres (δB) pour les portions de résultats non distribués.

$$M_{i,t} = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{\mathbb{E}[d_{t+\tau}]}{(1+r)^\tau} \quad (2.2.5.1)$$

Fama et French (2015) [281] rappellent que les dividendes d'une année correspondent au résultat net (\mathcal{R}) versé ce qui implique que les dividendes sont égaux au résultat net retraité de la variation des capitaux propres. En effet, lorsque les dividendes ne sont pas versés, ils sont intégrés comme report à nouveau dans un premier temps puis comme réserve dans un second temps sous décision de l'assemblée générale ordinaire. La variation de capitaux propres entre $t-1$ et t s'écrit : $B_t - B_{t-1} = \delta B_t$. Par substitution, on peut aménager l'expression 2.2.5.1 :

$$M_{i,t} = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{\mathcal{R}_{t+\tau} - \delta B_{t+\tau}}{(1+r)^\tau} \quad (2.2.5.2)$$

L'équation 2.2.5.2 présente ainsi la variation des capitaux propres entre t et $t + \tau$

notée δB_t , les résultats sur la même période, $\mathcal{R}_{t+\tau}$. Les auteurs proposent de diviser l'expression 2.2.5.2 par le montant des capitaux propres en t (B_t) pour retrouver le ratio M/B (*market-to-book ratio*).

$$\frac{M_{i,t}}{B_{i,t}} = \frac{\sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{\mathcal{R}_{t+\tau} - \delta B_{t+\tau}}{(1+r)^\tau}}{B_{i,t}} \quad (2.2.5.3)$$

À partir de l'équation 2.2.5.2, les auteurs formulent trois observations :

1. Toute chose égale par ailleurs, $M_{i,t}$ est une fonction décroissante du taux actuariel r . Lorsque $M_{i,t}$ décroît, le ratio *book-to-market* augmente. Ce ratio est l'inverse du ratio *market-to-book* présenté ci-dessus. Corrélativement, un ratio B/M supérieur suppose mécaniquement une exigence de rentabilité supérieure.
2. Fixons $M_{i,t}$ ainsi que le reste des paramètres à l'exception des résultats futurs attendus (*expected earnings*) et de la rentabilité attendue du titre. L'équation nous indique qu'une attente de rentabilité élevée implique une exigence des revenus (ici, résultats nets) élevée.
3. Enfin, pour une valeur fixe de 1. $B_{i,t}$ *i.e.* de la valeur des capitaux propres en t , de 2. $M_{i,t}$ et 3. des revenus attendus ; une forte croissance de la variation des capitaux propres $\delta B_{i,t}$ suppose une faible rentabilité. Fama et French (2015) [281] appellent « *investment* » la croissance des capitaux propres. Sans fournir d'explications plus précises, les auteurs proposent de construire un facteur de risque en l'approximant par la variation du total actif d'une année à l'autre. Le message est que les sociétés qui « investissent » le plus sont, en moyenne, moins rentables à court terme. Les sociétés plus conservatrices sont supposées produire une rentabilité anormale justifiant de la formation d'une prime de risque. Wahal (2019) [678] teste l'effet d'*investment* selon la définition de Fama et French avec la variation du total actif et la variation des capitaux propres comme test de robustesse. En dépit de cette modification méthodologique, les résultats convergent communément vers le rejet de ce facteur. « *In spanning regressions, factors constructed from profitability and book-to-market ratios (RMW and HML, respectively) improve the mean-variance efficient tangency portfolio but the investment factor (CMA) does not.* » (Wahal,

2019 [678]).

L'expression 2.2.5.2 montre que la valorisation du titre sur le marché (à B_t constant) dépend de deux termes. Le premier est le rapport entre les résultats nets et les capitaux propres ce qui justifie que l'on puisse trouver dans la littérature une approximation de l'effet « *profitability* » par le ratio ROE (*return on equity*). Le second critère, quant à lui, fait mécaniquement diminuer le terme gauche de l'équation. C'est ainsi que Fama et French (2015) [281] justifient le sens de leurs deux nouvelles primes de risque : *robust minus weak* (RMW) et *conservative minus aggressive* (CMA). Ces justifications sont néanmoins fragilisées par les résultats que ces mêmes auteurs obtiennent quelques années plus tôt. Fama et French (2006a) [276] et (2006b) [275] constatent que les revenus (earnings) produisent un pouvoir explicatif dans le cadre de régressions en coupe transversale selon la procédure de Fama-MacBeth (1973) [295], mais observent (Fama et French, 2008 [278]) que les ratios de rentabilité, comme le ROE, n'offrent le plus souvent, qu'une maigre rentabilité issue des portefeuilles de couverture. Ils concluent ainsi que ces ratios de rentabilité ne produisent pas de facteurs explicatifs satisfaisants et réfutent l'effet de rentabilité brute³⁶ (Fama et French, 2008 [278], p.1663) qu'ils soutiennent quelques années plus tard (Fama et French, 2015 [281]). Les principaux travaux concernant cet effet sont présentés par le tableau 2.2

2.2.6 L'effet d'investissement (*investment effect*)

Baker et Wurgler (2002) [40] notent qu'en finance d'entreprise, le concept d'« *equity market timing* » désigne une pratique consistant à émettre des actions à des prix élevés, d'une part, et à les racheter à des prix plus faibles, d'autre part. L'idée générale de cette manœuvre est d'exploiter les fluctuations ponctuelles du coût des capitaux propres par rapport au coût d'autres formes de capital (p.1). Dans le cadre d'un marché efficient, Modigliani et Miller (1958) [543] avancent que les coûts des différentes formes de capital ne varient pas de manière indépendante, de sorte que l'alternance opportuniste entre le recours aux fonds propres ou à la dette ne présente aucun avantage. En revanche, sur les

36. L'effet *profitability* « *does not provide much basis for the conclusion that, with controls for market cap and B/M, there is a positive relation between average returns and profitability* » (p.1663).

marchés de capitaux inefficients ou segmentés, la synchronisation des marchés profite aux actionnaires en exercice aux dépens des entrants et des sortants. Les managers des firmes sont, par voie de conséquence, tentés de « chronométrer » le marché. La synchronisation du marché des actions apparaît comme un élément essentiel de la politique financière d'une entreprise. Baker et Wurgler (2002) [40] soutiennent qu'il existe des indices corroborant l'existence d'une synchronisation sur les marchés au travers de quatre types d'études.

1. Les analyses des décisions de financement réelles montrent que les entreprises ont tendance à émettre des actions plutôt que des emprunts lorsque le prix de marché est élevé, par rapport à la valorisation comptable ainsi qu'aux valorisations de marché antérieures, et ont tendance à racheter des actions lorsque le prix est faible ;
2. Les études portant sur l'évolution des rentabilités des actions à long terme faisant suite aux décisions de financement des entreprises montrent que la synchronisation fonctionne en moyenne ;
3. Les analyses des prévisions de bénéfices et des réalisations concernant les émissions de capitaux propres laissent penser que les entreprises ont tendance à émettre des actions lorsque les investisseurs sont trop enthousiastes à l'égard des résultats ;
4. Les dirigeants admettent que les enquêtes de marché sont très suivies et qu'elles jouent un rôle important dans la prise de décisions. Graham et Harvey (2001) [357] ont constaté que les deux tiers des directeurs financiers s'accordent sur le fait que « *the amount by which our stock is undervalued or overvalued was an important or very important consideration* » dans l'émission d'actions sur le marché. Ils avancent également que « *if our stock price has recently risen, the price at which we can sell is high* » (Graham et Harvey, 2001 [357], p.216). Dans l'ensemble de cette enquête, les cours des actions sont considérés comme plus importants que les neuf retenus sur dix dans la décision d'émettre des actions ordinaires et plus importants que les quatre autres facteurs pris en compte dans la décision d'émettre des dettes convertibles.

Les principaux résultats de Baker et Wurgler (2002) [40] corroborent l'hypothèse selon laquelle la synchronisation du marché a des effets importants et persistants sur la structure

du capital. Les auteurs avancent que les entreprises à faible effet de levier sont celles qui ont levé des fonds propres lorsque leurs valorisations boursières étaient élevées au vu de leurs ratios B/M. Les firmes à fort effet de levier ont, en revanche, dû lever des fonds lorsque leurs valorisations étaient faibles. Ils ajoutent qu'il existe une « *influence économiquement significative et statistiquement robuste* » des valorisations boursières antérieures sur la structure actuelle du capital (p.3). Les auteurs soulignent par ailleurs que cette observation est difficilement compatible avec les théories traditionnelles de la structure du capital. Ils mentionnent, néanmoins la théorie de la structure du capital en matière de compromis (*trade-off theory*), où le ratio *market-to-book* constitue un indicateur d'opportunités d'investissement, de risque d'agence ou d'un autre déterminant du ratio de levier optimal (p.3). La théorie suppose que les fluctuations ponctuelles du ratio M/B ou tout autre ratio équivalent devraient produire des effets également temporaires. Toutefois, les auteurs observent que le ratio M/B a une influence persistante de long terme. La théorie du financement hiérarchique (*pecking order theory*) de Myers (1984) [554] repose sur l'idée que les firmes hiérarchisent les choix des sources de financement. Elles privilégient, en premier lieu, l'autofinancement et adaptent leurs objectifs de paiement de dividendes en fonction de leurs opportunités d'investissement. Si l'autofinancement n'est pas envisageable, la firme aura recours à un financement externe. Dans ce cadre-là, si elle choisit d'opter pour de l'endettement, elle choisira d'émettre de la dette peu risquée en conservant, autant que possible, des lignes de crédits disponibles. La société émettra de la dette en partant du moins risqué vers le plus risqué, et si tout ce qui précède demeure insuffisant, elle aura, alors, recours à l'émission d'actions. Myers (1984) [554] suggère que le dirigeant opte pour un financement dicté par un ordre de priorité et que cet ordre dépend non seulement du moindre effort pour lui, mais aussi de la volonté de limiter les coûts d'intermédiation des opérations sachant que l'émission d'actions constitue l'opération la plus onéreuse. Néanmoins, la théorie du financement hiérarchique n'explique pas le lien entre l'effet de levier et les opportunités d'investissement. En effet, la théorie invoque que les périodes où les investissements sont nombreux, incitent à recourir à l'effet de levier, or, Baker et Wurgler (2002) [40] observent *a contrario* une baisse de ce même levier.

La justification de l'effet d'investissement de Fama et French (2015) [281] s'appuie sur les travaux de Preinreich (1938) [599], Miller et Modigliani (1961) [539] et Ohlson (1995) [571]. Fama et French (2015) [281] indiquent que : « *most asset pricing research focuses on short-horizon returns - we use a one-month horizon in our tests. If each stock's short-horizon expected return is positively related to its internal rate of return - if, for example, the expected return is the same for all horizons - the valuation equation...* » (p.2). Si leur modèle a vocation à estimer la rentabilité espérée d'un actif à horizon d'un mois, Hou, Mo, Xue et Zhang (2018) [410] aménagent l'expression 2.2.5.2 et s'intéressent plus précisément à la relation négative entre ce qu'ils appellent l'investissement estimé et le taux actuariel. Ils rappellent que le prix d'un titre s'écrit comme :

$$P_{i,t} = \frac{\mathbb{E}_t[D_{i,t+1}] + \mathbb{E}_t[P_{i,t+1}]}{1 + \mathbb{E}_t[r_{i,t+1}]} \quad (2.2.6.1)$$

Les auteurs développent l'expression 2.2.6.1 à partir du modèle de Miller et Modigliani (1961) [539] :

$$P_{i,t} = \frac{\mathbb{E}_t[\mathcal{R}_{i,t+1} - \delta B_{i,t+1}] + \mathbb{E}_t[P_{i,t+1}]}{1 + \mathbb{E}_t[r_{i,t+1}]} \quad (2.2.6.2)$$

L'équation 2.2.6.2 est ensuite divisée par $B_{i,t}$ et est réarrangée (Hou, Mo, Xue et Zhang (2018) [410], p.27) :

$$\frac{P_{i,t}}{B_{i,t}} = \frac{\mathbb{E}_t \left[\frac{\mathcal{R}_{i,t+1}}{B_{i,t}} \right] - \mathbb{E}_t \left[\frac{\delta B_{i,t+1}}{B_{i,t}} \right] + \mathbb{E}_t \left[\frac{P_{i,t+1}}{B_{i,t+1}} \times \left(1 + \frac{\delta B_{i,t+1}}{B_{i,t}} \right) \right]}{1 + \mathbb{E}_t[r_{i,t+1}]} \quad (2.2.6.3)$$

$$\frac{P_{i,t}}{B_{i,t}} = \frac{\mathbb{E}_t \left[\frac{\mathcal{R}_{i,t+1}}{B_{i,t}} \right] - \mathbb{E}_t \left[\frac{\delta B_{i,t+1}}{B_{i,t}} \times \left(\frac{P_{i,t+1}}{B_{i,t+1}} - 1 \right) \right] + \mathbb{E}_t \left[\frac{P_{i,t+1}}{B_{i,t+1}} \right]}{1 + \mathbb{E}_t[r_{i,t+1}]} \quad (2.2.6.4)$$

Dans le cas où nous fixerions tous les termes, à l'exception de $\mathbb{E}_t[\delta B_{i,t+1}/B_{i,t}]$ et $\mathbb{E}_t[r_{i,t+1}]$: un niveau élevé de $\mathbb{E}_t[\delta B_{i,t+1}/B_{i,t}]$ implique un fort $\mathbb{E}_t[r_{i,t+1}]$, car $P_{i,t+1}/B_{i,t+1} - 1$ tend à être positif empiriquement (Hou, Mo, Xue et Zhang, 2018 [410], p.27). Cette prédiction s'inscrit par ailleurs avec ce qu'avancent Fama et French (2006) [275], car le terme $\mathbb{E}_t[\delta B_{i,t+1}/B_{i,t}] - \mathbb{E}_t[r_{i,t+1}]$ est faible, mais positif. Plusieurs travaux testent empiriquement

cet effet sous diverses dimensions. Les principaux sont présentés dans le tableau 2.4.

2.2.7 L'effet momentum

L'effet momentum stipule que l'évolution du cours des titres est plus susceptible de se poursuivre dans la même direction. Les titres qui ont connu des rentabilités positives (négatives) et successives ont tendance à poursuivre leur hausse (baisse). Jegadeesh et Titman (1993) [431] observent que les portefeuilles de titres dont les rentabilités furent élevées dans un passé proche poursuivent leurs hausses sur un horizon de trois à douze mois. Chan, Jegadeesh et Lakonishok (1996) [138] documentent la littérature en suggérant que l'effet momentum s'explique partiellement par un ajustement lent du marché aux résultats passés inattendus. Les auteurs attestent que les cours des actions réagissent faiblement à l'information et s'ajustent de manière graduelle aux communiqués sur les résultats. Ils observent par ailleurs qu'une portion significative de l'effet momentum est imputable aux annonces de résultats. Hong, Lim et Stein (2000) [407] soutiennent que la faible réaction des cours dépend, entre autres, de la couverture des analystes. Une des problématiques que les auteurs soulèvent sur cette couverture, est que lorsque la situation économique d'une firme se dégrade, elle suscite un effet d'inertie. Grinblatt, Titman et Wermers (1995) [366] observent que la majeure partie des fonds communs de placement (FCP) optent pour des titres selon leurs précédentes performances. En d'autres termes, les FCP ont tendance à acheter ce qui constitue les « *winner*s » et vendent les « *loser*s ». Cet effet est accentué par ce que Lakonishok, Shleifer et Vishny (1992) [477] observent. Les gestionnaires de caisses de retraite ont tendance à passer les ordres d'achat et de vente en même temps, ce qui produit des mouvements importants et homogènes sur les marchés. Rouwenhorst (1998) [622] observe qu'il est possible de produire des stratégies dites momentum à partir des cours historiques sur des fenêtres allant de six à douze mois. Il ajoute que l'effet existe sur différents marchés dont ceux européens. Bekaert, Erb, Harvey et Viskanta (1997) [68] notent toutefois que l'effet diffère selon les marchés et ce, en particulier pour les marchés émergents. De nombreux travaux peuvent être recensés concernant l'effet momentum. Le tableau 2.3 propose un aperçu des principaux.

2.3 L'approche multifactorielle du risque des actifs

Le message de Fama et French (1993) [261] réside dans leur interprétation de l'anomalie de marché. Si cette dernière peut être perçue comme un marqueur d'inefficience, Fama et French (1993) [261] apportent une réponse claire : la taille et le ratio valeur comptable sur valeur de marché sont des proxies de facteurs de risque. Les deux auteurs proposent un modèle empirique à trois facteurs dans lequel ils expliquent la rentabilité des actions par trois variables explicatives : La prime de risque du marché, la prime de taille puis la prime de substance dans une version inconditionnelle :

$$\mathbb{E}[r_i] - r_f = \beta_i(\mathbb{E}[r_M] - r_f) + s_i\mathbb{E}[SMB] + h_i\mathbb{E}[HML] \quad (2.3.0.1)$$

Les auteurs formalisent également une version conditionnelle telle que :

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + \epsilon_{i,t} \quad (2.3.0.2)$$

- $\mathbb{E}[r_i]$ correspond à l'espérance de rentabilité de l'actif i ;
- r_f représente l'actif sans risque ;
- $\mathbb{E}[r_M]$ correspond à l'espérance de rentabilité du portefeuille de marché M et $\mathbb{E}[r_M] - r_f$ est la prime de risque du marché. Empiriquement, ce facteur est construit à l'aide d'un portefeuille global comprenant tous les titres de l'échantillon en t . Ce portefeuille est pondéré par capitalisation ;
- $\mathbb{E}[SMB]$ représente l'espérance de rentabilité du portefeuille SMB pour « *small minus big* ». Ce portefeuille est investi à l'achat sur les titres dont les capitalisations sont les 30% plus petites du marché en t et vend à découvert les 30% ayant les plus grandes capitalisations ;
- $\mathbb{E}[HML]$ représente l'espérance de rentabilité du portefeuille HML pour « *high minus low* » investi à l'achat sur les sociétés dont les ratios valeur comptable sur valeur de marché sont les plus élevés (8^{ème} décile inclus au 10^{ème}) et finance ces positions longues par la vente à découvert de celles dont les ratios sont les plus faibles (1^{er} décile au 3^{ème} inclus) ;

— β_i , s_i et h_i : les coefficients de sensibilité des trois primes de risque du modèle.

De manière plus générale, les modèles *ad-hoc* peuvent être décrits dans une version inconditionnelle :

$$\mathbb{E}[r_i] = r_f + \lambda_{1,i}\mathbb{E}[f_1] + \lambda_{2,i}\mathbb{E}[f_2] + \dots + \lambda_{k,i}\mathbb{E}[f_k] \quad (2.3.0.3)$$

ainsi que dans une version conditionnelle :

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \lambda_{1,i}f_{1,t} + \lambda_{2,i}f_{2,t} + \dots + \lambda_{k,i}f_{k,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2.3.0.4)$$

Les deux primes de risque additionnelles proposées par les auteurs en 1993, que sont la capitalisation boursière d'une part et le ratio B/M, d'autre part, ont permis de construire 25 portefeuilles de titres issus des marchés américains (NYSE, AMEX et NASDAQ) de juin 1963 à décembre 1993, soit 366 mois. Les rentabilités calculées à fréquences mensuelles sont plus élevées pour les titres dont les capitalisations sont plus modestes ainsi que pour ceux dont le ratio B/M est élevé. C'est à partir de ces observations que les auteurs décidèrent de construire des facteurs de risque comme des différentiels de rentabilités. Le mécanisme de construction est le suivant : il s'agit d'être acheteur des titres les plus rentables (ici les petites capitalisations) en vendant à découvert ceux qui le sont moins (les plus grandes sociétés). Les titres américains sont classés en cinq quintiles de taille puis, indépendamment, en cinq quintiles selon leurs ratios B/M. Le croisement des deux classements conduit à 25 (5×5) stratégies d'investissement utilisées comme variables dépendantes. Fama et French (1993) [261] régressent les 25 stratégies par la prime de marché ($\beta^{r_M - r_f}$), le facteur taille (SMB) et le facteur de substance (HML). Les auteurs observent subséquemment les constantes des régressions (α_i) et notent qu'elles sont :

- négatives pour les stratégies situées dans les quintiles extrêmes des titres de petites capitalisations et de faible ratio B/M,
- positives pour les stratégies situées dans les quintiles extrêmes composés d'actions dont les capitalisations sont grandes et qui ont un ratio B/M élevé.

Les constantes ne sont, ici, pas significativement différentes de zéro. Ces résultats

attestent dès lors que leur modèle empirique à trois facteurs parvient non seulement à expliquer les rentabilités des actions, mais permet, de surcroît, de capter les portions non expliquées par le MÉDAF. Ce résultat corrobore l'hypothèse fixée par les auteurs sur le caractère multidimensionnel que revêt le risque d'un actif financier. De nombreuses tentatives d'interprétations furent menées pour comprendre la relation entre la taille et le ratio B/M. Fama et French soutiennent que le ratio mesurant le rapport entre la valeur comptable d'une firme et sa valeur de marché constitue un proxy de vulnérabilité financière. Ils avancent qu'une comparaison entre leur modèle à trois facteurs et le MÉDAF indique une forte dominance du premier par rapport au second. Dans le cadre du MÉDAF intertemporel (ICAPM), les investisseurs sont, par hypothèse, averses au risque. Ils souhaitent une espérance élevée, mais craignent la variance. Axiomatiquement, ils cherchent à s'affranchir au maximum du risque en se couvrant des risques spécifiques liés à des variables d'états. Les portefeuilles optimaux sont par construction moins risqués pour un niveau donné de rentabilité attendue et de sensibilité aux variables d'états. Ces portefeuilles sont dits portefeuilles Multi-facteurs-Minimum-Variance (MMV). Fama et French (1996) [265] produisent un ICAPM muni de deux variables d'états en vue d'assortir des justifications économiques à ces deux facteurs empiriques. Les portefeuilles MMV se réalisent à l'aide de trois actifs risqués linéairement indépendants et d'un actif sans risque. La combinaison quelconque de ces trois actifs risqués permet d'expliquer les rentabilités en excès de tous les titres et de tous les portefeuilles d'actifs. Ceci implique en d'autres termes, que les régressions en séries temporelles des titres et portefeuilles par une des combinaisons susvisées ne produisent pas d'ordonnée à l'origine (noté α) significativement différente de zéro. Ce raisonnement peut être également appliqué au modèle à trois facteurs au regard de la théorie d'arbitrage de Ross (1976) [621].

Sous l'hypothèse que les investisseurs sont averses au risque, Fama et French (1996a) [264] et (1996b) [263] avancent qu'il existe deux facteurs communs de risque et que le nombre des actifs risqués est fini. Les facteurs explicatifs développés (dans le cas de l'ICAPM et de l'APT) correspondent aux rentabilités attendues des portefeuilles Multi-facteurs-Minimum-Variance (MMV) en excès du taux sans risque. À partir de leur univers

d'investissement américain, Fama et French (1993) [261] produisent quatre vecteurs de rentabilité à additionner à celui du portefeuille de marché, M . Les deux premiers vecteurs sont relatifs à l'effet taille. Les auteurs calculent la médiane pour chacun des trois marchés américains (NYSE, AMEX et NASDAQ). Toutes les sociétés ayant une capitalisation supérieure ou égale à la médiane de leurs marchés respectifs sont « *big* » sinon « *small* ». Les deux suivants sont issus d'un classement à partir du ratio *book-to-market*. Les titres ayant les ratios compris dans les trois déciles les plus élevés sont « *high* » (les titres de substance) et ceux compris dans les trois déciles les plus faibles sont « *low* » (les titres de croissance). Ces vecteurs de rentabilités sont préalablement considérés comme des portefeuilles MMV sous la justification que les variables $r_M - r_f$, SMB et HML expliquent les rentabilités à l'instar des derniers modèles *ad-hoc*. Les auteurs observent également que les différents trios de rentabilités en excès de M , S , B , H et L fournissent des descriptions équivalentes des rentabilités : la rentabilité en excès sur trois des variables prélevées dans l'univers $\{M, S, B, H, L\}$ décrit parfaitement la rentabilité en excès de la quatrième variable issue du même univers. Pour justifier le choix des facteurs explicatifs *i.e.* $r_M - r_f$, SMB et HML au lieu de $r_M - r_f$, $(r_S - r_f)$, $(r_B - r_f)$, $(r_H - r_f)$ et $(r_L - r_f)$; les auteurs stipulent que le premier ensemble de variables est moins corrélé que le second. Ce choix a également la qualité de faciliter l'interprétation des coefficients des régressions. Cette procédure deviendra rapidement une convention sur le champ de l'évaluation d'actifs concernant la création de facteurs de risque. Carhart (1997) [129] augmente ainsi le modèle de Fama et French (1993) [261] en ajoutant le facteur de risque du momentum.

$$\mathbb{E}[r_i] - r_f = \beta_i(\mathbb{E}[r_M] - r_f) + s_i\mathbb{E}[SMB] + h_i\mathbb{E}[HML] + w_i\mathbb{E}[WML] \quad (2.3.0.5)$$

Cette version inconditionnelle prend la forme conditionnelle suivante :

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + w_i(WML_t) + \epsilon_{i,t} \quad (2.3.0.6)$$

Hou, Xue et Zhang (2015) [414] proposent un modèle alternatif à trois et quatre facteurs dans lesquels ils ajoutent les facteurs de taille (ME), de rentabilité financière (ROE) et d'investissement (I/A) :

$$\mathbb{E}[r_i] - r_f = \beta_i(\mathbb{E}[r_M] - r_f) + w_i\mathbb{E}[ROE] + h_i\mathbb{E}[I/A] \quad (2.3.0.7)$$

Cette version inconditionnelle prend la forme conditionnelle suivante :

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + w_i(ROE_t) + h_i(I/A_t) + \epsilon_{i,t} \quad (2.3.0.8)$$

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + m_i(ME_t) + w_i(ROE_t) + h_i(I/A_t) + \epsilon_{i,t} \quad (2.3.0.9)$$

Fama et French (2015) [281] augmentent leur modèle de 1993 (Fama et French, 1993 [261]) en ajoutant sur la base du modèle de Miller et Modigliani (1961) [539] les facteurs de rentabilité opérationnelle (RMW) et d'investissement (CMA) :

$$\mathbb{E}[r_i] - r_f = \beta_i(\mathbb{E}[r_M] - r_f) + s_i\mathbb{E}[SMB] + h_i\mathbb{E}[HML] + w_i\mathbb{E}[RMW] + c_i\mathbb{E}[CMA] \quad (2.3.0.10)$$

Cette version inconditionnelle prend la forme conditionnelle suivante :

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) \\ + m_i(RMW_t) + c_i(CMA_t) + \epsilon_{i,t} \quad (2.3.0.11)$$

Fama et French (2018) [285] proposent, sur motif de « demande populaire » émanant de la communauté de scientifique, d'ajouter en sixième facteur, le momentum (WML) :

$$\mathbb{E}[r_i] - r_f = \beta_i(\mathbb{E}[r_M] - r_f) + s_i\mathbb{E}[SMB] + h_i\mathbb{E}[HML] + m_i\mathbb{E}[RMW] + c_i\mathbb{E}[CMA] + w_i\mathbb{E}[WML] \quad (2.3.0.12)$$

Cette version inconditionnelle prend la forme conditionnelle suivante :

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) \\ + m_i(RMW_t) + c_i(CMA_t) + w_i(WML_t) + \epsilon_{i,t} \quad (2.3.0.13)$$

- $\mathbb{E}[WML]$ représente l'espérance de rentabilité du portefeuille WML , pour « *winner minus losers* », investi à l'achat sur les sociétés dont les rentabilités furent positives successivement durant les douze derniers mois (8^{ème} décile inclus au 10^{ème}) et qui finance ses positions longues par la vente à découvert de celles dont les rentabilités furent négatives successivement durant les douze derniers mois (1^{er} décile au 3^{ème} inclus) ;
- $\mathbb{E}[RMW]$ représente l'espérance de rentabilité du portefeuille RMW , pour « *robust minus weak* », investi à l'achat sur les sociétés dont les ratios de rentabilité opérationnelle sont les plus élevés (8^{ème} décile inclus au 10^{ème}) et qui finance ses positions longues par la vente à découvert de celles dont les ratios sont les plus faibles (1^{er} décile au 3^{ème} inclus) ;
- $\mathbb{E}[CMA]$ représente l'espérance de rentabilité du portefeuille CMA , pour « *conservative minus aggressive* », investi à l'achat sur les sociétés dont les degrés d'investissement sont les plus élevés (8^{ème} décile inclus au 10^{ème}) et qui finance ses positions longues par la vente à découvert de celles dont les ratios sont les plus faibles (1^{er} décile au 3^{ème} inclus) ;
- $\mathbb{E}[ROE]$ représente l'espérance de rentabilité du portefeuille ROE , pour « *return on equity* », investi à l'achat sur les sociétés dont les taux de rentabilité financière sont les plus élevés (8^{ème} décile inclus au 10^{ème}) et qui finance ses positions longues par la vente à découvert de celles dont les taux de rentabilité financière sont les plus faibles (1^{er} décile au 3^{ème} inclus) ;
- $\mathbb{E}[I/A]$ représente l'espérance de rentabilité du portefeuille I/A , pour « *investment on asset* », investi à l'achat sur les sociétés dont les taux d'investissement sur actifs sont les plus élevés (8^{ème} décile inclus au 10^{ème}) et qui finance ses positions longues

- par la vente à découvert de celles dont les taux sont les plus faibles (1^{er} décile au 3^{eme} inclus);
- $\mathbb{E}[ME]$ représente l'espérance de rentabilité du portefeuille ME , pour « *market equity* », investi à l'achat sur les sociétés dont les capitalisations sont les plus faibles (8^{eme} décile inclus au 10^{eme}) et qui finance ses positions longues par la vente à découvert de celles dont les capitalisations sont les plus grandes (1^{er} décile au 3^{eme} inclus);
 - $\mathbb{E}[QMJ]$ représente l'espérance de rentabilité du portefeuille QMJ , pour « *quality minus junk* », investi à l'achat sur les sociétés dont les niveaux de qualité sont les plus élevés (8^{eme} décile inclus au 10^{eme}) et qui finance ses positions longues par la vente à découvert de celles dont les niveaux de qualité sont les plus faibles (1^{er} décile au 3^{eme} inclus);
 - $\beta^{r_M - r_f}$, s^{smb} , h^{hml} , w^{wml} , w^{rmw} , c^{ema} , w^{roe} , $a^{i/a}$, m^{me} , q^{qmj} sont des coefficients de sensibilité pour les primes de risque susvisées.

2.4 Le MÉDAF et les co-moments d'ordres supérieurs à deux

Le MÉDAF est l'un des développements les plus importants de la littérature financière. Ce modèle, devenu un modèle de référence, cherche à prédire la rentabilité *ex ante* d'un actif donné sur la base de l'estimation de son risque systématique sur l'hypothèse que la relation entre ces deux paramètres est linéaire (Sharpe, 1964 [638]). Néanmoins, en raison du nombre grandissant d'échecs empiriques précédemment présentés, les chercheurs en finance ont commencé à rechercher un modèle de substitution pour décrire cette relation sous une autre forme. Cet axe de recherche conduit Rubinstein (1973) [624] à formaliser un MÉDAF augmenté d'un moment. Sa réflexion est développée, entre autres, par Ingersoll (1975) [420], Kraus et Litzenberger (1976) [463], Fang et Lai (1997) [300], Hwang et Satchell (1999) [418] et Harvey et Siddique (2000) [391]. Rubinstein (1973) [624] observe que lorsque les rentabilités du marché ne sont pas normalement distribuées, mais asymétriques ou

leptokuriques, le modèle de marché ne parvient pas à estimer correctement la rentabilité sur le marché des actions. L'auteur suggère, à partir de cette observation, d'amender le modèle de référence en y ajoutant des moments d'ordres supérieurs. Kraus et Litzenberger (1976) [463] ajustent le modèle du MÉDAF en introduisant le moment d'ordre trois lié à l'asymétrie. Ils concluent que l'asymétrie systématique permet d'expliquer le comportement des rentabilités des actifs laissées partiellement inexpliquées par le MÉDAF *ex post*. Fang et Lai (1997) [300] attestent qu'en présence d'asymétrie et de kurtosis excessif dans la distribution des rentabilités, le taux de rentabilité espéré en excès du taux sans risque est lié à la variance systématique, à l'asymétrie systématique ainsi qu'au kurtosis systématique sur le marché boursier américain. Hwang et Satchell [418] examinent les marchés émergents et montrent que les rentabilités s'expliquent davantage grâce au recours à des facteurs de risque construits sur la base du contenu informationnel imputable aux moments d'ordres trois et quatre (asymétrie et kurtosis). Harvey et Siddique (2000) [391] testent ce modèle augmenté proposé par Kraus et Litzenberger (1976) [463] et constatent que ce dernier qui intègre la co-asymétrie est utile pour expliquer diverses composantes non systématiques de la variation transversale des rentabilités des actions. Le recours à la co-asymétrie est justifié à partir de régressions en coupe transversale plus qu'en séries chronologiques. Brunnermeier, Gollier et Parker (2007) [114] avancent dans leur étude que le désir des investisseurs pour l'asymétrie influence la rentabilité du marché ce qui justifie, selon eux, d'appréhender la co-asymétrie comme un risque non diversifiable. Kostakis, Muhammad et Siganos (2012) [459] prennent le parti de tester cette hypothèse d'appétence des agents pour les moments d'ordres supérieur à deux sur le marché anglais entre 1986 et 2008. Leur conclusion corrobore cette hypothèse et renforce l'hypothèse d'efficiencia des marchés sur l'égide de multidimensionnalité du risque. Les auteurs justifient par leur étude que toutes les informations et donc celles imputables aux moments d'ordres supérieur à deux sont intégrées dans les cours du marché de Londres. Kostakis, Muhammad et Siganos (2012) [459] stipulent que le risque d'un actif financier est composé de plusieurs primes de risque dont celles de la co-asymétrie et du co-kurtosis. Chang, Christoffersen et Jacobs (2013) [140] testent, toujours en coupe transversale, si les risques d'asymétrie et de kurtosis

influencent ou non la rentabilité des actions. Ces derniers corroborent également cette piste à l'instar de Carmichael et Coën (2013) [131].

L'hypothèse qu'un investisseur, selon Markowitz (1952) [522], cherche à optimiser son investissement sur la base du couple rentabilité-risque est validée par le signe positif de la dérivée la fonction d'utilité selon l'espérance ($\delta U/\delta \mathbb{E} > 0$) et par le signe négatif de cette dernière par la variance ($\delta U/\delta \sigma^2 < 0$). Markowitz (1952) [522] interprète ce résultat comme le désir d'un agent économique d'accroître son espérance de rentabilité tout en craignant la variance (la chose non désirée). Harvey et Siddique (2000) [391] définissent la condition de premier ordre pour un investisseur détenant un actif risqué tel que :

$$\mathbb{E} [(1 + r_{i,t+1})m_{t+1} | \Omega_t] \quad (2.4.0.1)$$

L'économie est réduite à un seul agent représentatif. $1 + r_{i,t+1}$ correspond à la rentabilité de l'actif i ; m_{t+1} est le facteur d'actualisation stochastique des *payoffs* des actifs risqués. Ici, m_{t+1} correspond également au taux marginal de substitution entre t et $t + 1$. Ω_t représente l'ensemble des informations disponibles en t . Cette relation est essentielle dans la théorie d'évaluation des actifs financiers. Le modèle du MÉDAF en est, par exemple, une déclinaison. En effet, chaque modèle est différencié selon m_{t+1} .³⁷

$$m_{t+1} = \alpha_t + \beta_t r_{M,t+1} \quad (2.4.0.3)$$

où

$$cov_t [m_{t+1}; (1 + r_{i,t+1})] + \mathbb{E}_t [1 + r_{i,t+1}] \times \mathbb{E}_t [m_{t+1}] = 1 \quad (2.4.0.4)$$

Cette forme peut également être écrite ainsi :

37. Sous la forme classique du MÉDAF, m_{t+1} correspond à un développement de Taylor défini comme le taux marginal de substitution (TMS) de l'investisseur entre t et $t + 1$:

$$m_{t+1} = 1 + \frac{W_t U''(W_t)}{U'(W_t)} r_{M,t+1} + \epsilon(W_t) \quad (2.4.0.2)$$

$$\mathbb{E}_t [1 + r_{i,t+1}] = \frac{1}{\mathbb{E}_t [m_{t+1}]} - \frac{\text{cov}_t [m_{t+1}; (1 + r_{i,t+1})]}{\mathbb{E}_t [m_{t+1}]} \quad (2.4.0.5)$$

Partant de l'équation 2.4.0.3 et de l'hypothèse qu'il existe un actif sans risque, le MÉDAF peut être retrouvé comme suit :

$$\mathbb{E}_t [1 + r_{i,t+1}] = \frac{\text{cov}_t [r_{i,t+1}; r_{M,t+1}]}{\text{var}_t [r_{M,t+1}]} \times \mathbb{E}_t [1 + r_{M,t+1}] \quad (2.4.0.6)$$

or, si

$$\beta_{it} = \frac{\text{cov}_t [r_{i,t+1}; r_{M,t+1}]}{\text{var}_t [r_{M,t+1}]} \quad (2.4.0.7)$$

alors

$$\mathbb{E}_t [1 + r_{i,t+1}] = \beta_{it} \mathbb{E}_t [1 + r_{M,t+1}] \quad (2.4.0.8)$$

Dans les égalités ci-dessus, r est le taux de rentabilité en excès du taux sans risque. Harvey et Siddique (2000) [391] proposent une alternative à cette spécification en supposant que le taux marginal de substitution (TMS) n'est pas linéaire. Ces derniers se retrouvent toutefois confrontés à un large panel de fonctions non-linéaires impliquant pour chacune, différentes restrictions. Ils optent pour un facteur d'actualisation stochastique, m_{t+1} ³⁸ qui est une fonction quadratique de la rentabilité du marché :

$$m_{t+1} = \alpha_t + \beta_t r_{M,t+1} + \gamma_t r_{M,t+1}^2 \quad (2.4.0.10)$$

Le choix d'une forme quadratique est justifié par sa capacité à être associé à plusieurs propriétés compatibles avec les fonctions d'utilité. Il s'agit en effet d'une des formes les plus simples de non-linéarité qui implique que l'espérance de rentabilité soit déterminée comme suit :

38. Sous cette forme, m_{t+1} correspond à un développement de Taylor défini comme le TMS de l'investisseur entre t et $t + 1$:

$$m_{t+1} = 1 + \frac{W_t U''(W_t)}{U'(W_t)} r_{M,t+1} + \frac{W_t^2 U'''(W_t)}{2U'(W_t)} r_{M,t+1}^2 + \epsilon(W_t) \quad (2.4.0.9)$$

$$E_t [1 + r_{i,t+1}] = \lambda_{1t} cov_t [r_{i,t+1}; r_{M,t+1}] + \lambda_{2t} cov_t [r_{i,t+1}; r_{M,t+1}^2] \quad (2.4.0.11)$$

Harvey et Siddique (2000) [391] formalisent λ_{1t} et λ_{2t} sous la forme suivante :

$$\lambda_{1,t} = \frac{var_t [r_{M,t+1}^2] \mathbb{E}_t [r_{M,t+1}] - skew_t [r_{M,t+1}] \mathbb{E} [r_{M,t+1}^2]}{var_t [r_{M,t+1}] var_t [r_{M,t+1}^2] (skew_t [r_{M,t+1}])^2} \quad (2.4.0.12)$$

$$\lambda_{2,t} = \frac{var_t [r_{M,t+1}] \mathbb{E}_t [r_{M,t+1}^2] - skew_t [r_{M,t+1}] \mathbb{E} [r_{M,t+1}]}{var_t [r_{M,t+1}] var_t [r_{M,t+1}^2] (skew_t [r_{M,t+1}])^2} \quad (2.4.0.13)$$

Le modèle impose, sur la base d'une coupe transversale, que λ_1 et λ_2 soient identiques pour tous les actifs et soient significativement différents de zéro. À partir de l'équation 2.4.0.11 :

$$\mathbb{E}_t [1 + r_{i,t+1}] = A_t [r_{M,t+1}] + B_t [r_{M,t+1}^2] \quad (2.4.0.14)$$

A_t et B_t sont fonction de la variance du marché, du skewness, de la covariance et du co-skewness. Les deux coefficients sont analogues au β du MÉDAF. Les spécifications multiples que l'on trouve dans les modèles d'évaluation d'actifs peuvent être perçues comme des approximations concurrentes de m_{t+1} . Les rentabilités des titres sont supposées normalement distribuées, or, empiriquement elles ne le sont pas. Cette caractéristique est régulièrement associée au skewness et au kurtosis (Richardson et Smith, 1993 [607]). Le skewness et le kurtosis sont des paramètres statistiques qui informent sur la forme de la distribution d'une variable. Le skewness indique si la distribution est symétrique ou non ; le kurtosis fournit, quant à lui, une information relative à la taille des queues de distribution. « *Prudence relates to the desire to avoid disappointment and is usually linked to the precautionary savings motive. Nonincreasing absolute risk aversion implies that in a portfolio, increases in total skewness are preferred* » (Harvey et Siddique, 2000 [391], p.1269). Cette assertion s'inscrit avec celle de Kraus et Litzenberger (1976) [463] qui avancent que ces mêmes investisseurs, caractérisés par 1. une aversion absolue non croissante du risque et 2. d'une utilité marginale décroissante préfèrent le skewness positif.

Dittmar (2002) [206] ajoute que les agents montrant une prudence absolue n'aiment pas le kurtosis. Un taux marginal de substitution cubique peut être justifié par un argument intuitif suggérant que les investisseurs sont averses aux résultats extrêmes dans une distribution de rentabilités. Pour décrire cette expression, une extension du modèle Harvey et Siddique (2000) [391] peut être avancée :

$$m_{t+1} = \alpha_t + \beta_t r_{M,t+1} + \gamma_t r_{M,t+1}^2 + \psi_t r_{M,t+1}^3 \quad (2.4.0.15)$$

La problématique dans cette analyse est de savoir quelle est la forme de la fonction d'utilité des agents économiques. Dittmar (2002) [206] exprime un TMS (*pricing kernel*) comme une fonction non-linéaire. Il ne cherche pas à trouver la forme exacte et propose d'utiliser le développement limité de Taylor.³⁹ La difficulté qui apparaît avec ce type de procédure est de déterminer l'ordre avec lequel le développement doit être tronqué. Bansal et Viswanathan (1993) [46] suggèrent de laisser les données déterminer l'ordre optimal. La proposition ne fait pas consensus dans la mesure où elle invite le chercheur à sur-ajuster le modèle aux données sur lesquelles il travaille (on parle alors d'« *overfitting* »). Dittmar (2002) [206] se positionne sur cette question et opte pour une approche basée sur des fondements théoriques. Les standards admettent une utilité marginale positive ($U' > 0$) et une aversion au risque ($U' < 0$) chez l'agent économique. Dittmar (2002) [206] postule pour une aversion au risque absolue décroissante ($U''' > 0$) en ligne avec les travaux d'Arditti (1967) [23]. Sous ces conditions et compte tenu de la nécessité de trouver un ordre, la forme quadratique est pertinente pour un modèle du MÉDAF à trois moments qui semble alors suffisant. Les travaux de Kimball (1993) [454] justifient pourtant le recours à un moment d'ordre supérieur.

$$-\frac{d\frac{U'''}{U''}}{dW} = \frac{(U''')^2 - U''''U''}{(U'')^2} < 0 \quad (2.4.0.17)$$

39. $r_{W,t+1}$ correspond au taux de rentabilité à la fin de la période d'un investissement dont la richesse initiale est W .

$$m_{t+1} = h_0 + h_1 \frac{U''}{U'} r_{W,t+1} + h_2 \frac{U'''}{U'} r_{W,t+1}^2 + \dots \quad (2.4.0.16)$$

Le TMS tel qu'il apparaît peut être approximé comme un polynôme dans un cadre statique.

$$U'''' < 0 \quad (2.4.0.18)$$

À partir ce résultat, Sihem et Slaheddine (2014) [648] avancent :

$$\mathbb{E}[U(r)] = U(\mathbb{E}[r]) + \frac{1}{2}U'' \quad (2.4.0.19)$$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[U(r_i)] = & U(\mathbb{E}[r_i]) + \frac{1}{2!}U''[\mathbb{E}(r_i)]\mathbb{E}[r_i - \mathbb{E}(r_i)]^2 + \frac{1}{3!}U'''[\mathbb{E}(r_i)]\mathbb{E}[r_i - \mathbb{E}(r_i)]^3 + \\ & \frac{1}{4!}U''''[\mathbb{E}(r_i)]\mathbb{E}[r_i - \mathbb{E}(r_i)]^4 + \sum_{n=5}^{\infty} \frac{1}{n!}U^{(n \times \prime)}[\mathbb{E}(r_i)]\mathbb{E}[r_i - \mathbb{E}(r_i)]^n \end{aligned} \quad (2.4.0.20)$$

Par extension, il est possible de présenter une forme compacte :

$$\mathbb{E}(U(r_i)) = U[\mathbb{E}(r_i)] + \frac{1}{2!}U''[\mathbb{E}(r_i)]\sigma^2(r_i) + \frac{1}{3!}U'''[\mathbb{E}(r_i)]s^3 + \frac{1}{4!}U''''[\mathbb{E}(r_i)]k^4 \quad (2.4.0.21)$$

Avec

$$\sigma = \left(\mathbb{E}[r_i - \mathbb{E}(r_i)]^2\right)^{\frac{1}{2}} \quad (2.4.0.22)$$

$$s = \left(\mathbb{E}[r_i - \mathbb{E}(r_i)]^3\right)^{\frac{1}{3}} \quad (2.4.0.23)$$

$$k = \left(\mathbb{E}[r_i - \mathbb{E}(r_i)]^4\right)^{\frac{1}{4}} \quad (2.4.0.24)$$

$$(2.4.0.25)$$

Dans le cas présent, on tronque le développement au 4ème moment :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(U(r_i)) = & U[\mathbb{E}(r_i)] + \frac{1}{2!}U''[\mathbb{E}(r_i)]\mathbb{E}[r_i - E(r_i)]^2 + \frac{1}{3!}U'''[\mathbb{E}(r_i)]\mathbb{E}[r_i - \mathbb{E}(r_i)]^3 + \\ & \frac{1}{4!}U''''[\mathbb{E}(r_i)]\mathbb{E}[r_i - \mathbb{E}(r_i)]^4 \end{aligned} \quad (2.4.0.26)$$

Il apparaît pertinent d'amender l'hypothèse de Markowitz (1952) [522] : un investisseur

considère (ou devrait considérer) la rentabilité attendue ainsi que le skewness positif comme les choses désirées et la variance ainsi que le kurtosis comme les choses non désirées. Empiriquement, il existe d'après Harvey et Siddique (2000) [391], des cas dans lesquels les distributions de rentabilités ne peuvent pas être seulement expliquées par la moyenne et la variance. Ces derniers soutiennent que le co-skewness figure parmi les mesures de risque significatives. Cette assertion trouve des échos avec les résultats de Kraus et Litzenberger (1976) [463]. Rubinstein (1973) [624] et Ingersoll (1975) [420] tentent d'intégrer le co-skewness au modèle du MÉDAF. Fang et Lai (1997) [300] proposent d'introduire le co-skewness ainsi que le co-kurtosis en stipulant que l'excès de rentabilité est également expliqué par ces deux mesures. Ces résultats peuvent être associés aux travaux de Friend et Westerfield (1980) [331] sur les marchés américains. Fang et Lai (1997) [300] avancent que « [...] *in the presence of skewness and kurtosis in asset return distribution, the expected excess rate of return is related not only to the systematic variance but also to the systematic skewness and systematic kurtosis* » (p.303). Ces auteurs conjecturent que le risque d'un actif est constitué de plusieurs primes de risques systématiques (variance, skewness et kurtosis) que les investisseurs sont prêts à supporter moyennant compensations. Mitton et Vorkink (2010) [542] avancent qu'une entreprise réunissant trois domaines d'activités stratégiques (DAS) distincts sous une seule action sur le marché devrait être comparablement négociée à un portefeuille d'actions de trois sociétés appariées générant des flux de trésorerie attendus identiques à ceux des trois activités. La différence que les auteurs mettent en perspective est que les détenteurs d'actions de la société diversifiée sont incapables de saisir le potentiel d'asymétrie que chacune des divisions pourrait offrir. Afin de tirer davantage parti de l'asymétrie, les investisseurs doivent rester sous-diversifiés. C'est la raison pour laquelle Simkowitz et Beedles (1978) [649] stipulent que l'exposition asymétrique est rapidement érodée par la diversification ce qui conduit, selon Conine et Tamarkin (1981) [167], en présence de rentabilités asymétriques, les investisseurs à choisir de manière optimale de rester sous-diversifiés.

Mitton et Vorkink (2007) [541] examinent les choix des investisseurs à travers un échantillon de courtiers. Ils indiquent que leurs clients pénalisent la diversification de

leurs portefeuilles en surpondérant les titres dont les skewness sont positifs et les plus élevés. Les auteurs observent que cette décision conduit à réduire les ratios de Sharpe des portefeuilles. Malgré les enseignements tirés du modèle espérance-variance de Markowitz (1952) [522], ces investisseurs, que Mitton et Vorkink (2007) [541] qualifient de « *sous-diversifiés* », sont conscients que leurs choix ne sont pas optimaux ce qui n'interroge pas nécessairement le caractère rationnel de ces derniers, mais suggère que la formulation du MÉDAF, dessiné par Sharpe (1964) [638], est trop restrictive dans la manière dont elle aborde le choix d'investissement des agents économiques. Cette appétence pour les titres dont les distributions de rentabilité sont asymétriques à droite les conduit à enregistrer une moindre performance (Mitton et Vorkink, 2007 [541]). Les auteurs justifient cette observation : « [...] *Lotteries are highly skewed assets, and the demand for lottery tickets rises with probability controlling for expected return. And, in parimutuel betting on races, in which the bettors determine returns in equilibrium, long shots have lower expected returns than favorites* » (p.159).

2.5 Les contributions de la finance comportementale dans la compréhension des marchés financiers

La théorie financière moderne repose sur l'idée que les agents économiques sont rationnels au sens axiomatique de Von Neumann et Morgenstern (1947) [675] et Savage (1954) [629]. Ces opérateurs de marché sont capables de réviser leurs croyances et leurs anticipations conformément au théorème de Bayes lorsqu'ils sont soumis à de nouvelles informations et sont capables d'ajuster leurs positions en ligne avec le principe de maximisation de leurs richesses. Les hypothèses de rationalité axiomatique, bien que pratiques, ne sont pas dénuées de limites. Elles apparaissent en effet restrictives et incitent à tester une forme de rationalité plus cognitive pour chercher à comprendre plusieurs phénomènes sur les marchés boursiers. C'est ainsi que la théorie des perspectives de Kahneman et Tversky (1979) [443], les heuristiques mentales et autres biais comportementaux formalisent un cadre de réflexion alternatif.

2.5.1 La théorie des perspectives

La théorie des perspectives de Kahneman et Tversky (1979) [443] est une théorie décrivant les choix d'individus à partir d'observations d'agents plongés dans un univers d'incertitude devant prendre des décisions. La prise de décision est ainsi décrite comme un processus agrégeant deux étapes. Dans un premier temps, l'agent recense l'ensemble des options qui lui sont offertes, leurs probabilités respectives de se produire et cherche à évaluer les impacts imputables à chacune. Cette représentation mentale est influencée par la façon dont le problème se présente à lui. La seconde étape consiste à opérer un choix entre plusieurs possibilités :

- Les agents économiques sont sensibles aux déviations d'un résultat par rapport à une situation de référence comme leurs niveaux de richesses, leurs objectifs personnels etc. plutôt qu'un résultat absolu.
- La fonction d'évaluation des perspectives est concave du côté des gains et convexe dans la zone de pertes. Cette formalisation indique que les agents économiques sont averses au risque lorsqu'il s'agit de réaliser des gains, mais développent une appétence pour le risque lorsqu'ils doivent subir des pertes ou les éviter. Ce postulat diffère, dès lors, fortement avec les fonctions d'utilité standard de la théorie de l'utilité espérée.
- Le degré d'utilité est différent selon qu'il s'agisse d'une situation de gains ou une situation de pertes. La perte de x unités de richesse est perçue avec une intensité supérieure que celle issue d'un gain d'une somme similaire.
- Les agents raisonnent sur la base de probabilités subjectives les conduisant à surestimer la probabilité de survenance d'évènements rares.

Ainsi, pour savoir quelle décision un agent économique est susceptible de prendre face à une situation donnée, contextualisant un univers d'incertitude, il faudra intégrer la courbe de la théorie des perspectives et celle des probabilités subjectives. Cette théorie fut une contribution singulière permettant d'adopter un cadre d'analyse alternatif visant à comprendre des situations comme celles montrant des investisseurs conservant des positions perdantes trop longtemps et vendant *a contrario*, trop rapidement des positions gagnantes

(Odean, 1998 [569] et Frazzini (2006) [318]).

2.5.2 Les heuristiques mentales

La littérature en finance comportementale s'est également intéressée à la psychologie cognitive. Le point de vue adopté consiste à mettre en exergue un certain nombre d'heuristiques et de biais mentaux dans le processus de prise de décisions. L'heuristique est un mode de raisonnement pouvant mener à des conclusions valides ou non. Elles sont régulièrement mobilisées afin de simplifier un problème complexe et c'est une des raisons qui expliquent pourquoi elles peuvent conduire à être des sources d'erreurs plus ou moins systématiques. Le décalage entre la façon dont nous devrions raisonner et la façon avec laquelle nous raisonnons effectivement dans un cadre de résolution de problèmes, ou de prise de décision, constitue un biais. Ces distorsions produisent des conséquences plus ou moins négatives sur les décisions des agents et cette assertion est, bien entendu, valable pour les prises de décisions sur les marchés financiers. Kahneman et Tversky (1974) [668] présentent dans leurs travaux trois heuristiques : la facilité de représentation, la disponibilité et l'ancrage.

2.5.2.1 L'heuristique de représentativité

L'heuristique de la représentativité ou de la facilité de représentation consiste à émettre un jugement sur une fréquence ou une vraisemblance de fonction de stéréotype, d'occurrences d'évènements ou de similarités perçues. Cette facilité constitue également un frein à la prise en compte de probabilités. Kahneman et Tversky (1974) [668] proposent à des étudiants de deviner le métier d'un individu à partir d'un descriptif. Les auteurs demandent parmi une liste de professions, laquelle est probablement, celle de l'individu en question. Après s'être focalisés sur le descriptif, les étudiants optent majoritairement pour celui du bibliothécaire en justifiant que l'individu correspond à son stéréotype. La population des agriculteurs est, de loin, supérieure à celle des bibliothécaires ce qui implique que l'individu a plus de chances d'être agriculteur malgré ses caractéristiques. À partir de ces résultats, les auteurs concluent à une négligence du taux de base, c'est-à-dire à une

négligence des probabilités relatives aux compositions des populations. Cette conclusion implique de rejeter l'hypothèse selon laquelle les agents sont bayésiens. Cette heuristique est applicable à un investisseur qui confondrait un bon investissement et une bonne société au sens de ses états financiers. En effet, une société jouissant d'une solide réputation, générant d'importants bénéfices ne constitue pas nécessairement un bon investissement. Si la société en question présente d'excellentes caractéristiques, qu'est ce qui justifierait que son prix futur soit supérieur à celui d'aujourd'hui ?

2.5.2.2 L'heuristique de disponibilité

Kahneman et Tversky (1974) [668] avancent qu'un investisseur ou, plus généralement, un agent économique a tendance à produire une estimation de la fréquence, de la probabilité ou de la cause d'évènements, selon la facilité avec laquelle les exemples, ou les circonstances, surviennent à l'esprit. Il est donc attendu qu'un évènement frappant, mémorable, évident ou récent soit polarisant au regard du poids que l'agent lui accorde. Le biais de surconfiance peut être classé, dans cette section, dans la mesure où l'investisseur gérant un portefeuille de titres tend à développer un sentiment de confiance, quant à sa capacité de sélectionner de bons investissements. À l'instar des exemples que nous donnions plus tôt, il est possible que ce sentiment s'installe à cause d'une perception de sa performance passée dans la mesure où il va chérir les bons souvenirs relatifs à sa sélection d'actifs. Barber et Odean (2001) [50] observent que les investisseurs qui faisaient le choix de gérer leurs portefeuilles d'actifs en passant leurs ordres par une plateforme internet ont battu le marché en moyenne de 2% sur l'année précédant leur choix d'opérer leur gestion par ce procédé. Ces derniers produisent ensuite une performance en deçà de 3% de la performance du marché. Les informations nouvellement acquises sur un événement passé sont plus disponibles que les informations plus anciennes relatives à cet événement. Il s'agit, ici, du biais *rétrospectif*. Des situations rencontrées régulièrement sont plus facilement représentées mentalement et peuvent se traduire par une forme de *conservatisme* ou par une *surestimation d'occurrence* d'un événement perçu comme familier. Des informations diffusées par plusieurs sources ou à plusieurs reprises prennent plus facilement une représentation mentale expliquant la

formalisation d'une rumeur.

2.5.2.3 L'heuristique d'ancrage

Le biais d'ancrage (également appelé biais de point de départ) désigne la difficulté qu'un agent économique rencontre à se départir de sa première impression. Ce dernier a tendance à se focaliser sur une première information poussant l'esprit à ne pas prendre en considération les nouvelles et à envisager, par voie de conséquence, d'autres choix. L'heuristique d'ancrage consiste ainsi à produire des estimations sur la base des valeurs initiales. Cela peut se matérialiser par des événements passés, de l'information disponible poussant à limiter les actions correctives. L'illusion monétaire pousse, par exemple, à prendre des décisions sur la base de valeurs nominales qui sont particulièrement divergentes lorsque les niveaux d'inflation sont élevés.

2.5.3 Les biais comportementaux

L'excès de confiance mentionné plus tôt est un biais fortement documenté dans la littérature financière. Roll (1986) [619] fait référence à l'hypothèse d'*hubris* des dirigeants pour expliquer leurs obstinations à procéder à des fusions-acquisitions alors que ce type d'opérations se révèle le plus souvent décevant. L'excès de confiance est alors invoqué pour comprendre cette obstination en s'interrogeant sur les motivations poussant ces investisseurs à mobiliser de telles sommes pour certains projets d'investissement. Malmendier et Tate (2005) [518] présentent une étude portant sur un échantillon américain composé de 477 sociétés entre 1980 et 1994. Les auteurs proposent une approximation de la confiance des dirigeants à partir de la quantité de *stock-options* qu'ils détiennent « à la monnaie » ainsi que par leurs variations positives de participations dans le capital. Malmendier et Tate (2005) [518] relèvent une relation très forte entre le niveau de confiance et ce qu'ils estiment être de l'excès de confiance. Ils mettent également en exergue que ce biais est alimenté par de l'auto-attribution. Ce dernier consiste à classifier les événements en deux catégories : positif et négatif et de considérer que tout ce qui est positif est imputable au choix de l'agent alors que l'ensemble des éléments négatifs sont issus de contraintes

exogènes sur lesquelles l'agent n'a aucun contrôle. Luo, Subrahmanyam et Titman (2019) [507] proposent un modèle dans lequel ils supposent que les investisseurs trop confiants surestiment leur capacité à produire de l'information et demeurent sceptiques quant à la capacité des autres à en faire de même. Les opérateurs sceptiques qui n'ont pas encore reçu d'informations pensent ainsi que les initiés, c'est-à-dire les investisseurs informés, ont peu appris. Cela conduit à des sous-réactions et participe à un effet momentum. Les auteurs stipulent que le scepticisme a une incidence sur les prix qui peuvent même réagir à des informations obsolètes. Luo, Subrahmanyam et Titman (2019) [507] ajoutent que le scepticisme est responsable à la fois d'effet momentum et de violents retours à la moyenne. Ces retours à la moyenne sont alimentés par des investisseurs qui surévaluent leurs compétences et leurs aptitudes à évaluer les rentabilités.

2.5.4 La surréaction des investisseurs sur un horizon de long terme

Bien que les postures divergent dans la littérature sur la reconnaissance, ou plus largement, sur la légitimité à accorder à la finance comportementale, Fama et French (1996a) [264] ont cherché à trouver des liens entre leurs résultats et ceux issus de travaux de ce champ. De Bondt et Thaler (1985) [193] formalisent une hypothèse de surréaction des investisseurs sur un horizon de long terme sur les marchés. Ces derniers portent leurs attentions sur la manière avec laquelle un individu traite une nouvelle information. La recherche a mis en évidence que les investisseurs surpondèrent les informations nouvellement reçues ce qui suggère l'existence de surréaction. De Bondt et Thaler (1985) [193] produisent une étude mobilisant le calcul des rentabilités mensuelles anormales cumulatives. Leur méthodologie s'appuie sur une période allant de 36 à 60 mois avec des portefeuilles gagnants dits « *winners* » ainsi que des portefeuilles dits perdants appelés « *losers* ». L'observation notable, issue de cette étude, est la propension directe des gagnants et des perdants à subir une inversion du sens de leurs performances sur la période des 36 à 60 mois qui suivent.

Malgré l'aspect convaincant des observations réalisées par De Bondt et Thaler (1985) [193], Conrad et Kaul (1993) [172] s'interrogent sur ces surréactions et avancent une

explication alternative au cadre conceptuel de la finance comportementale. Les auteurs mettent en cause la surréaction qui est, selon eux, induite par un biais d'estimation de la « vraie » rentabilité des différents portefeuilles. La méthodologie propre aux rentabilités mensuelles anormales cumulatives induit des erreurs de mesure. Parmi ces erreurs, ils relèvent celles suscitées par l'effet « *bid-ask* ». Ils avancent que la mesure de la stratégie « *buy & hold* » pour ce type d'analyse est plus pertinente et conduit par ailleurs à infirmer l'hypothèse de surréaction avancée.

Fama et French (1996a) [264] se rapprochent toutefois de De Bondt et Thaler (1985) [193] sur les rentabilités des actions. Leurs résultats convergent avec ceux de leur modèle *ad-hoc* à trois facteurs. Les portefeuilles comprenant des titres perdants de long terme ont une propension forte à avoir des coefficients de sensibilité avec les facteurs explicatifs SMB et HML positifs et ont des rentabilités moyennes espérées plus élevées.

2.5.5 Les développements de la finance comportementale suite aux travaux de Kahneman et Tversky

Considérant les arguments avancés par Kahneman et Tversky dans les sous-sections précédentes, il convient de rejeter certaines hypothèses du MÉDAF. Les implications relatives à l'émergence du champ comportemental remettent en question le modèle de référence qui requiert soit d'amender, en mobilisant d'autres hypothèses en accord avec les résultats de la finance comportementale, soit de le rejeter complètement. Levy De Giorgi et Hens (2003 [486], 2012 [487]) avancent que la théorie des perspectives est compatible à la fois avec le théorème de séparation de Tobin (1958) [666] et avec l'existence de la *Security Market Line*. Un MÉDAF comportemental peut être envisagé si l'on accepte des formes de transformation des probabilités spécifiques. Shefrin et Statman (2000) [640] formulent la théorie comportementale du portefeuille (*Behavioral Portfolio Theory*). Cette dernière s'appuie sur la théorie psychologique du choix de Lopes (1987) [500]. Le message général des travaux de Shefrin et Statman (2000) [640] indique que les agents économiques définissent :

- un seuil plancher (\mathcal{L}) de leur richesse (ω) qu'ils ne veulent pas atteindre ;

- un objectif acceptable (\mathcal{A}) ;
- puis un seuil au-dessus duquel ils considèrent avoir réalisé un gain suffisant pour que leurs niveaux de richesses soient perçus comme élevés.

Il est dès lors admis, qu'un investisseur sélectionne un ensemble de portefeuilles de titres compris sur le plan $\{\mathbb{E}[\omega], \mathbb{P}[\omega \geq \mathcal{A}]\}$ où $\mathbb{E}[\omega]$ correspond à l'espérance future de sa richesse c'est-à-dire à la somme des niveaux de richesse pondérés par des fonctions des probabilités objectives et $\mathbb{P}[\omega \geq \mathcal{A}]$, la probabilité que le niveau de richesse soit supérieur ou égal au niveau acceptable (\mathcal{A}). Ces portefeuilles ne sont pas ceux qui composent la frontière efficiente de Markowitz (1952) [522]. Daniel, Hirshleifer et Subrahmanyam (2001) [188] formalisent un modèle alternatif comprenant deux sources de risque : un risque systématique, *i.e.* de covariance, ainsi qu'un risque associé à l'erreur d'anticipation (ou d'analyse). Les soubassements de cette théorie reposent sur l'acceptation de l'aversion au risque des agents qui achètent des portefeuilles qu'ils croient efficaces au sens de Markowitz. Cette assertion semble raisonnable dans la mesure où la résolution des poids optimaux d'un portefeuille visant, par exemple, à maximiser le ratio de Sharpe entre $t - 1$ et t ne donne pas nécessairement la pondération optimale pour ce même critère entre t et $t + 1$. Cette croyance n'est pas rattachée à une erreur selon les auteurs, mais à la surconfiance que les investisseurs éprouvent. Cette dimension imputable au caractère humain les amène à faire dévier les cours des actifs de leurs valeurs fondamentales respectives. En théorie, des arbitragistes aux anticipations rationnelles pourraient tirer bénéfice de ces déviations. Cette seconde assertion, bien que très théorique au premier regard, semble finalement très à même d'expliquer l'effet *value* associé au ratio *book-to-market*. En effet, dans une logique multifactorielle du risque, l'espérance de rentabilité d'un actif dépend linéairement du risque systématique et d'un paramètre de déviation des cours boursiers. Le ratio *book-to-market* approxime, ici, le degré de déviation du cours par rapport à sa valeur fondamentale justifiant qu'il apparaisse comme un prédicteur de rentabilité future de meilleure qualité que le β du MÉDAF.

2.6 Les principales erreurs d'estimation inhérentes aux modèles d'évaluation

2.6.1 Le biais du survivant

Kothari, Shanken et Sloan (1995) [461] observent que les actions, sur la base de données américaine Compustat, qui disparaissent ne sont pas maintenues. La base de données Compustat contient donc, selon eux, une vision optimiste du marché, car elle ne contient que les sociétés qui ont réussi à survivre. C'est pour cette raison que les auteurs parlent de biais du survivant. De manière plus générale, une base de données apparaît biaisée lorsque cette dernière ne comprend que les entités en activité.

À partir d'une base de données de Standard & Poor's, Kothari, Shanken et Sloan (1995) [461] n'observent pas de relation significative entre le ratio *book-to-market* et la rentabilité boursière. Ils dénoncent, de ce fait, l'applicabilité et la validité, à plus large échelle, du modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) [261]. Par extension, cette remise en cause est applicable à tous les modèles à facteurs construits ainsi. La critique touche, de manière générale, toutes les applications empiriques et est reprise dans les travaux de Blume et Friend (1973) [89]. Carhart (1997) [129] avance néanmoins qu'après avoir utilisé un échantillon vierge du biais du survivant partant de 1962 à 1993, les facteurs explicatifs standards de rentabilités des fonds parviennent à expliquer presque entièrement la persistance de rentabilités en excès des fonds américains étudiés. Kim (1997) [453] examine les effets taille, substance et bénéfiques sur cours afin de tester l'hypothèse de Kothari, Shanken et Sloan [461].

Barber et Lyon (1997) [49] soutiennent qu'il existe deux sources de biais dans les données de Compustat. Avant 1978, Compustat incluait systématiquement les informations financières historiques. Deuxièmement, Compustat peut compléter les informations financières (*back-filling*) de firmes qui ont retardé la publication de leurs états financiers lors d'épisodes de grandes difficultés financières. Chan, Jegadeesh et Lakonishok (1995) [136] affirment toutefois que le biais du survivant dans les données de Compustat demeure faible voire inexistant et bien que Barber et Lyon (1997) [49] firent part de deux sources

de biais suspectées dans les données, ces derniers partagent l'opinion de Chan, Jegadeesh et Lakonishok (1995) [136] et la justifient en trois points :

1. le schéma de rentabilité des portefeuilles qu'ils construisent sur la base du ratio B/M au cours des deux sous-périodes d'analyse (juillet 1973 à juin 1984 et juillet 1984 à décembre 1994) est similaire et ce, quel que soit le type de sociétés (financières et non financières). Dans leurs travaux, les titres à forts ratios B/M enregistrent une rentabilité moyenne de 1,44% pour la première ainsi que pour la seconde sous période d'étude. Dans le cadre des firmes non financières, celles ayant un ratio B/M élevé atteignent des performances supérieures aux sociétés de croissance dans les deux sous-périodes malgré une relation plus marquée pour la première.
2. Dans une optique de tester la problématique de remplissage de données, les auteurs réestiment tous leurs résultats nécessitant cinq années de données de Compustat avant l'année de classement. À titre d'exemple, pour qu'une entreprise soit intégrée dans l'analyse en 1973, elle doit disposer de données disponibles de 1968 à 1972. Si la base de données Compustat n'enregistre que cinq années de données, cette exigence élimine les biais potentiels associés au remplissage (*back-fill*). Malgré cette contrainte, les résultats que les auteurs obtiennent confirment la présence et la significativité d'un effet de substance associé au ratio B/M. Les sociétés non financières dont le ratio B/M est faible produisent un taux de rentabilité mensuel moyen de 0,78%, tandis que les titres de substance obtiennent un taux de rentabilité mensuel moyen de 2,11%. Les résultats pour les sociétés financières de croissance où les données Compustat exigent cinq années, vont dans un sens commun et génèrent une rentabilité moyenne mensuelle de 1,09% contre une rentabilité de 1,89% pour les titres de substance.
3. Enfin, l'estimation de la prime de taille n'est pas significativement affectée par la nécessité de disposer des données relatives au ratio B/M. Barber et Lyon (1997) [49] relâchent le croisement entre taille et ratio B/M et se focalisent uniquement sur la capitalisation boursière des titres. De 1973 à 1994, le portefeuille des petites capitalisations non financières produit une rentabilité mensuelle moyenne de 1,59%,

tandis que celui comprenant de grandes sociétés non financières atteint 1,03%. Les auteurs concluent ainsi qu'il existe une prime de taille de 0,56%. Ce résultat est également observable dans la population des sociétés financières où le portefeuille des petits titres produit 1,50% contre 1,04% pour les grands. Dans une étude plus récente, Baek et Bilson (2015) [37] souscrivent également qu'il existe un effet taille ainsi qu'un effet de substance au sein des sociétés financières (SF) sur les marchés américains entre juillet 1963 et décembre 2012. Le premier quintile de taille (*small*) enregistre une rentabilité moyenne mensuelle de 1,03% pour les sociétés non financières (SNF) et 1,21% pour les SF. Le dernier quintile de taille (*big*) enregistre, quant à lui, des rentabilités moyennes significativement inférieures avec 0,56% pour les SNF et 0,71 pour les SF. Leur étude atteste également que les SF produisent une rentabilité moyenne supérieure sur la période sans pour autant que cette dernière ne soit anormale. Toutefois, les auteurs recommandent de recourir à des facteurs de risque distincts pour les SF ce qui interroge sur la dimension généralisable des facteurs de risque empiriques. Il est intéressant de noter que le différentiel de rentabilité entre les SF et les SNF est plus sensible à l'effet taille qu'à l'effet *value*. En effet, à quintile de taille donné, les rentabilités sont significativement différentes entre SF et SNF en faveur des SF. Lorsque les titres sont triés selon des quintiles construits sur la base du ratio B/M, les résultats sont bien moins marqués et tendent même à s'inverser. La rentabilité mensuelle moyenne américaine sur 1963-2012 des SNF dans le premier quintile du ratio B/M (low) est de 0,23% contre 0,24 pour les SF. Les SNF produisent une rentabilité moyenne bien supérieure dans le dernier quintile du ratio B/M avec une performance mensuelle de 2,07% contre 1,95% pour les SF.

Leur étude souscrit avec les conclusions de Chan, Jegadeesh et Lakonishok (1995) [136] et de Cohen et Polk (1996) [163] et renforce la validité des interprétations de Fama et French (1992) [260].

2.6.2 La méthode « *Buy and Hold Abnormal Return* »

Ritter (1991) [609] propose la méthode « *Buy and Hold Abnormal Return* » (BHAR) pour calculer les rentabilités anormales de long terme. Mitchell et Stafford (2000) [540] définissent la rentabilité « *BHAR* » comme la rentabilité annuelle d'une stratégie visant à acheter des firmes ayant vécu un évènement par la vente de titres comparables dits « *benchmarks* » n'ayant connu aucun évènement. Cette rentabilité « *BHAR* » est donc un différentiel de rentabilités entre ces deux typologies d'investissement. Le caractère abstrait de l'« évènement » est approximé par une opération de fusion-acquisition. Il s'agit ainsi de mesurer la différence de rentabilité entre un portefeuille de titres pratiquant des fusions-acquisitions à un portefeuille de titres comparables ne recourant pas à cette opération. Cette mesure est notée \mathcal{B} et peut être présentée ainsi :

$$\mathcal{B}_{i,t} = \prod_{t=1}^T (1 + r_{i,t}) - \prod_{t=1}^T (1 + r_{j,t} | \Omega_{i,t}) \quad (2.6.2.1)$$

Où :

- $r_{i,t}$ correspond à la rentabilité mensuelle du titre i à la période t suivant l'évènement en $t - 1$.
- $r_{j,t}$, l'espérance de rentabilité du titre j , comparable à i avec $\Omega_{i,t}$, l'absence d'évènement.

Le terme $\hat{\mathcal{B}}_i$ tel qu'il est noté dans les travaux de Mitchell et Stafford (2000) [540] (p.297) correspond à un portefeuille pondéré par capitalisation où ω_i est la fraction en pourcentage de la capitalisation de l'actif i en t par rapport à la somme des capitalisations boursières des N titres :

$$\hat{\mathcal{B}}_{i,t} = \sum_{i=1}^N \omega_i \mathcal{B}_{i,t} \quad (2.6.2.2)$$

De nombreux travaux portent sur l'étude des performances de titres *post* fusions-acquisitions à long terme.⁴⁰ Ces travaux présentent toutefois des résultats non convergents

40. Voir Gregory (1997) [362] avec des titres anglais entre 1984 et 1992, Loughran et Vjih (1997) [502] : 947 titres américains entre 1970 et 1989, Rau et Vermaelen (1998) [601] : 3 517 titres américains entre 1980 et 1991, André, Kooli et L'Her (2004) [22] : 267 actifs canadiens entre 1980 et 2000, Mitchell et Stafford (2000) [540] : 2 767 sociétés américaines entre 1958 et 1993, Dutta et Jog (2009) [209] : 1 300 opérations de fusions-acquisitions canadiennes entre 1993 et 2002.

difficilement interprétables de façon relative dans la mesure où les méthodologies peuvent varier.

Mitchell et Stafford (2000) [540] restent méfiants quant aux résultats et invoquent que les rentabilités *BHAR* souffrent du problème d'interdépendance des observations. Les évènements approximatés par les opérations de fusions-acquisitions ne sont pas aléatoires. Ils sont en effet endogènes puisque la décision d'entreprendre une telle opération émane de la société. Ces opérations sont, de surcroît, souvent orchestrées par vagues interrogeant un potentiel effet de « *clustering* ».

2.6.3 Le « *data-mining* » ou tamisage des données

Lo et MacKinlay (1990) [499] et Black (1993a) [82], (2003b) [81] s'interrogent sur de potentielles manipulations de données communément appelées « *data-snooping* ». D'autres termes peuvent être recensés dans la littérature tels que « *data-mining* » ou « *data-dredging* » considérés, ici, comme synonymes. Allaz et Dumas (1995) [10] traduisent, ce concept « *tamisage de données* ». Ce concept interroge sur la recevabilité de résultats obtenus après des séries de manipulations de données. Lo et MacKinlay (1990) [499] abordent cette problématique comme une situation que subissent les chercheurs. Le triage de données dans le cadre de productions de portefeuilles peut, en effet, être perçu comme du tamisage de données conduisant à de potentiels biais. Les auteurs invitent, ainsi, les chercheurs à éprouver leurs résultats à l'aide d'autres échantillons et bien que cette problématique fût soulevée il y a plusieurs décennies, elle demeure intacte. Fama (2014) [248] évoque les divers travaux et tests de robustesse qu'il entreprit avec French sur leur modèle à trois facteurs [261] par exemple pour justifier que leurs résultats n'étaient pas liés à ce biais. Fama et French (1992) [260] s'en sont souciés lorsqu'ils abordèrent l'effet taille et l'effet de substance sur la période *post-1962*. Davis, Fama et French (2000) [191] ont élargi la profondeur temporelle de leurs travaux jusqu'à 1927 et ont mis à contribution les divers tests de robustesse qu'ils avaient mobilisés dans leurs précédents travaux. Cette volonté de contrôler ce biais est essentielle, car sans cela, un doute supplémentaire est lancé sur la crédibilité déjà mise à mal des modèles à facteurs empiriques. Fama et French (1998) [268]

et 2012 [280] diversifient leur objet d'étude qui n'est désormais plus seulement américain, mais international. La préoccupation du tamisage qui est la leur sera systématiquement perçue dans leurs travaux comme ceux de 1996a [264], 1996b [263], 1996c [265] et celui de 2008 [278].

2.7 Le contenu informationnel de la notation extra-financière est-il intégré dans les cours ?

La notion d'investissement socialement responsable comprend toutes les démarches ayant vocation à intégrer des critères extra-financiers relatifs à l'environnement, les questions sociales, éthiques et la gouvernance d'entreprise dans les décisions de placements et dans la gestion de portefeuilles. Le concept « ESG » fut introduit en 2004 par un rapport du Pacte mondial des Nations Unies : « *Who cares Wins – Connecting Financial Markets to a Changing World* ». Cet évènement, organisé par l'ancien Secrétaire général des Nations Unies comptait un groupe volontaire d'institutions financières pour développer les axes de réflexion majeurs assortis de recommandations sur la question d'une meilleure intégration des dimensions environnementales, sociales et de gouvernance d'entreprise dans la gestion d'actifs, dans les services de courtage en valeurs mobilières ainsi que dans les fonctions de recherche associées (Rapport final du « *Global Compact Leaders Summit* », United Nations Headquarters, le 24 juin 2004, p.2). Le rapport final fut approuvé par une vingtaine d'institutions financières comprenant de grandes banques telles que BNP Paribas, HSBC, Morgan Stanley, des propriétaires d'actifs (Allianz et Aviva Investors), des gestionnaires d'actifs (Henderson Global Investors) ainsi que d'autres parties prenantes (tel qu'Innovest). Le « rapport Freshfield » issu du programme des Nations Unies pour l'environnement, publié en 2005, ses premières remarques et constats relatifs à ce qu'ils appellent « la pertinence financière des questions ESG » et ouvre le débat sur l'impact financier que revêt l'utilisation de données ESG sur la gestion d'actifs. Le rapport du Pacte mondial des Nations Unies de 2004 ainsi que le rapport Freshfield constituent les fondements des « *UN-backed Principles of Responsible Investment* » communément appelés PRI, promul-

gués dès 2006. Les PRI produisent un signal fort au sein de la communauté d'investisseurs et sont parvenus à rassembler de grandes institutions financières du monde entier comme signataires. À titre indicatif, la somme de ces signataires représente une enveloppe de 89 trillions de dollars. Le nombre annuel de nouveaux signataires des PRI constitue ainsi un baromètre caractérisant l'attractivité et la prise en compte de ces préoccupations par les investisseurs. Le succès des PRI a largement contribué au développement de la filière ESG qui vit foisonner une multitude de nouveaux fournisseurs de données extra-financières. Bien que l'on puisse se réjouir de cet engouement créateur d'une nouvelle industrie de la donnée, Eccles, Lee et Stroehle (2019) [213] avancent que cette nouvelle offre apparaît cacophonique et crée une difficulté non négligeable pour l'investisseur. Ce dernier est amené à devoir naviguer parmi une importante masse d'offres disponibles sur le marché de la donnée ESG. L'offre est, en effet, très disparate en comprenant des produits et services allant de scores globaux d'un univers large de titres, aux scores d'entités spécifiques d'un sous-ensemble plus restreint, en passant par des classements par secteur avec possibilité d'inclure ou d'exclure un panel de sociétés selon l'approche d'investissement et d'obtenir des rapports de recherche plus ou moins personnalisés sur une sélection de noms. Cette profusion d'offres s'accompagne également d'une difficulté supplémentaire soulignée par Chatterji, Durand, Levine et Touboul (2016) [142] qui attestent que les différentes sources ESG (les agences de notations extra-financières) n'offrent pas de notations systématiquement convergentes. L'apparition de ces difficultés s'explique sans aucun doute par une appétence croissante des investisseurs pour ces supports d'investissement. La prise en compte de ces préoccupations s'accompagne toutefois d'un questionnement qui dépasse la simple gestion d'actifs en interrogeant plus largement le lien qui existe entre performance sociale, dans une acception large, et performance financière. Cette interrogation nourrit de nombreuses réflexions et conduit à de nombreux désaccords matérialisés par plusieurs compréhensions et interprétations.

- Les partisans de la « *shareholder value* », pensent que le devoir des entreprises est de maximiser la valeur pour l'actionnaire et qu'intégrer la responsabilité sociale

des entreprises (RSE)⁴¹ coûte plus que cela ne rapporte. Cette posture, également appelée, « primat de l'actionnaire » par Brabet (2010) [97] (p.33) stipule que les firmes ont vocation à maximiser leurs rentabilités, « avec la planète comme terrain de manoeuvre, pour que la main invisible du marché, l'équilibre des intérêts particuliers, assurent le bien-être sociétal » (Brabet, 2010 [97], p.33). Dans ce cadre, les entités régulatrices ont pour mission de maintenir une concurrence non biaisée au sein du marché. Cette intervention doit demeurer minimaliste et « garantir les droits de propriété, la liberté d'entreprendre, d'investir et de commercer » (p.33). Porter et Kramer (2011) [595] s'inscrivent plus ou moins directement dans cet axe en introduisant la notion de « création de valeur partagée » (« *Creating Shared Value* » ou CSV). Les auteurs présentent la CSV comme les politiques et les pratiques qui renforcent la compétitivité tout en faisant progresser les conditions sociales et économiques dans les communautés dans lesquelles elle opère. Cette dernière demeure critiquée pour son soutien au capitalisme. En effet, la poursuite de la valeur partagée en représente une évolution plus qu'une remise en cause en accordant une plus grande attention aux problèmes de société.

- La théorie des parties prenantes (Freeman, 1984 [320] et Clarkson, 1995 [158]) propose de régler les conflits opposants les dirigeants et les propriétaires en affectant à la firme un mécanisme de gouvernance en intégrant toutes les parties prenantes, les « *non-investing stakeholders* ». La théorie de valeur actionnariale n'offre, en effet, aucune sortie au conflit dirigeant-actionnaire, car elle stipule à travers sa notion de relation d'agence une relation seulement bipartite. « *Il s'agit d'une relation dans laquelle le principal dispose du pouvoir de contrôler et de diriger l'activité de l'agent* » (Clark, 1985 [157], p.56). La théorie des parties prenante avance une solution, supposée, créatrice de valeur. Cette création de valeur intangible est par ailleurs réputée comme un avantage concurrentiel selon Hillman et Keim (2001) [400]. Jo et Harjoto (2012) [440] montrent que la gouvernance d'entreprise influence

41. Brabet (2010) [97] met en perspective que la notion même de RSE génère de nombreux désaccords. Certains auteurs cherchent à développer le « concept » de RSE alors que d'autres, soutiennent qu'il s'agit d'un théâtre où s'affrontent et coopèrent de nombreux acteurs (Levy et Kaplan, 2008 [485] et Okoye, 2009 [574]).

positivement la construction du lien avec les parties prenantes et produit une création de richesse intangible.

- Une évolution institutionnelle doit intervenir pour que l'intégration de la RSE soit profitable. C'est dans ce dernier cadre que s'inscrivent les travaux de Reberioux, mais surtout ceux de Vogel (2005) [674]. Ces auteurs vont montrer que le contexte institutionnel actuel favorise la *shareholder value* ainsi que le court-termisme par rapport à la *stakeholder value* de Freeman (1984) [320]. Réberioux (2003) [602] critique la théorie des parties prenantes en avançant que l'élargissement du périmètre de gestion de l'entreprise ne fait l'objet d'aucun consensus. S'agit-il d'un objectif multiple à destination de la direction ? S'agit-il de doter les parties prenantes d'un pouvoir décisionnel ? L'auteur conclut que ce désaccord participe à retenir la conception de la valeur actionnariale qui bénéficie d'un cadre juridique plus solide. La prise en considération des enjeux sociétaux, repose sur une décision qui émane de la firme par l'intermédiaire de son dirigeant, de ces actionnaires ou plus largement de ces parties prenantes. Néanmoins, plutôt que de caractériser la conduite d'une politique RSE comme une action volontaire, la théorie institutionnelle met en exergue que cette dernière ne découle pas nécessairement d'un choix consenti (Aguilera, Ganapathi, Rupp et Williams 2007 [4]; Campbell, 2007 [121]). Cette décision doit être contextualisée dans un champ économique où de nombreuses considérations s'entrechoquent relativement à une régulation formelle et informelle (Brammer, Jackson et Matten, 2012 [100]).

Ces diverses interprétations conduisent à des désaccords dans la littérature sur le sens du lien entre performance sociale et financière. Godfrey, Merrill et Hansen (2009) [349] introduisent le concept de management du risque afin d'expliquer cette relation par les caractéristiques des firmes et par les réactions du marché. Les managers qui décident d'améliorer la performance sociale de leurs firmes créent de la valeur pour les actionnaires. Oikonomou, Brooks et Pavelin (2012) [573] soulignent l'importance des conditions de marché dans la détermination de l'intensité existante entre la dimension sociale et le risque. Les auteurs s'interrogent sur une relation qui n'associe pas la performance financière, mais

le risque financier bien que les deux éléments demeurent intimement liés. Ils concluent qu'il coexiste à la fois un lien négatif et faible, entre la performance sociale et le risque systématique ainsi qu'un lien, positif et fort entre l'irresponsabilité sociale et le risque financier. Lackmann, Ernstberger et Stich (2012) [467] attestent qu'une amélioration de la prise en compte des enjeux ESG produit une réaction plus soutenue du marché lorsque la firme revêt un risque systématique élevé ($\beta^{r_M-r_f}$) et un fort levier d'endettement.

A contrario, Fama et Miller (1972) [296] et Fama (1978) [233] suggèrent que, sous l'hypothèse d'un marché où règne une concurrence pure et parfaite, la satisfaction des actionnaires impose des décisions d'investissement ou de financement qui visent à maximiser la valeur de marché de la firme. Le coût du capital est un sujet central, récurrent et directement lié à la recherche d'un modèle estimant le moins imparfaitement les rentabilités attendues par les actionnaires. Contrairement à la théorie des parties prenantes, la théorie de l'agence de Jensen et Meckling (1976) [439] offre un cadre d'analyse dans lequel les investisseurs sont incités à investir dans la prise en compte de ces enjeux uniquement si cela permet de construire une réputation de qualité (Barnea et Rubin, 2010 [57]). Cheng, Hong et Shue (2014) [148] avancent, à partir de leurs résultats, que les dirigeants de grandes capitalisations américaines bénéficient à titre personnel d'avantages issus des investissements ESG. Les auteurs suggèrent qu'une telle configuration conduit, paradoxalement, à une destruction de valeur pour la firme. Le lien entre performance sociale et performance financière peut être négatif. Brammer et Pavelin (2005) [101] observent une relation significativement négative entre les scores ESG et les rentabilités boursières sur les marchés américains et anglais. Les auteurs soutiennent que les titres les plus vertueux *i.e.* les mieux notés, obtiennent une maigre compensation financière attribuable à la dimension sociale des recrutements, d'une part, et de l'environnement, d'autre part. Brammer, Brooks et Pavelin (2006) [99] observent sur le marché anglais « [...] *that considerable abnormal returns are available from holding a portfolio of the socially least desirable stocks* » (p.97). Brammer et Pavelin (2005) [101] et McWilliams et Siegel (2001) [528] partagent la conclusion de Vance (1975) [671] selon laquelle les titres poursuivant des ambitions sociétales voient leurs performances boursières systématiquement dégradées. Vance (1975) [671] justifie que la

relation entre la performance sociale et la performance financière est négative à cause de la destruction d'avantage concurrentiel. Ce « *désavantage concurrentiel* » est induit par des dépenses pour une politique RSE qui n'offre aucun retour sur investissement. À partir du modèle à quatre facteurs de Carhart (1997) [129], Bauer, Koedijk et Otten (2005) [65] montrent que des fonds éthiques allemands et américains sous-performent leurs indices de références et enregistrent une performance ajustée du risque systématique ($\beta^{r_M - r_f}$) inférieure. Cette observation est néanmoins nuancée par les performances de quelques fonds anglais qui enregistrent des performances parfois supérieures à leurs benchmarks respectifs.

Bauer, Koedijk et Otten (2005) [65] mettent toutefois en perspective que leurs résultats indiquent, à l'instar d'un bilan comptable, une photo instantanée de la performance des gérants à un instant t . Les auteurs avancent que les gérants devraient, dans l'ensemble, bénéficier d'effet d'apprentissage. Cette conclusion milite pour une anticipation optimiste et conduit à retenir que les futures performances des fonds éthiques devraient surperformer les fonds standards. Becchetti, Ciciretti, Hasan, et Kobeissi (2012) [67] travaillent sur un échantillon américain, sur la période 1990-2004, comprenant les anticipations de diverses caractéristiques et concluent que l'information relative au degré d'implication dans la prise en compte des enjeux sociétaux contribuait à améliorer le degré d'efficience des marchés. Ullman (1985) [669] soutient, en revanche, qu'il n'existe pas de lien entre la performance sociale et la performance financière.

S'interroger sur le contenu informationnel que revêt la notation extra-financière est une question qui s'inscrit dans le cadre de la théorie de l'efficience des marchés. Le contenu informationnel approximé par la notation extra-financière jouit de nombreux fondements théoriques et semble plus large et vaste que ceux approximés par des ratios comptables ou financiers.

2.8 Conclusion

Ce chapitre explore la littérature portant sur le champ de l'évaluation des actifs financiers. Cette dernière s'est enrichie au fur et à mesure des années grâce aux développements

théoriques des modèles, d'une part, et de la sophistication économétrique, d'autre part, qui permet d'accroître, entre autres, la recevabilité des résultats empiriques. L'objectif de ce chapitre est de produire une synthèse des opinions relatives aux modèles à facteurs empiriques qualifiés d'*ad-hoc*. Les arguments de la littérature en faveur et contre ces modèles furent présentés. Les positions des chercheurs reposent principalement sur les divergences d'interprétations qu'ils formulent à l'égard des résultats empiriques qui mettent en échec le modèle de marché.

Une première catégorie d'arguments est formulée par la finance comportementale qui apporte beaucoup dans la compréhension de l'évolution des marchés financiers ces dernières décennies. Plusieurs difficultés rencontrées dans le cadre empirique comme le biais du survivant, le *data-snooping* et le calcul du vrai β selon Hansen et Jagannathan (1997) [381] furent introduites.

Ce travail de synthèse a également vocation à indiquer que le champ de l'évaluation d'actifs a vu apparaître une quantité importante de nouveaux facteurs de risque sans que ces derniers ne soient véritablement motivés par de solides justifications économiques. Ce fameux « zoo » de facteurs explicatifs, décrit par Cochrane (2011) [160], enregistre régulièrement de nouveaux candidats ayant pour ambition d'améliorer l'explication des rentabilités en séries chronologiques ou en coupe transversale.

Harvey, Liu et Zhu (2016) [388] proposent une distinction entre ce qui relève d'une caractéristique et d'un facteur commun de risque. Les auteurs avancent que chaque anomalie-prime de risque peut être considérée comme une caractéristique ou bien comme un facteur de risque selon le degré d'analyse. La figure 2.3 expose la distinction que les auteurs font. Ils attestent que le terme de caractéristique peut être employé lorsque l'on parle de secteur d'activité ou d'entreprise et de facteur de risque lorsqu'il s'agit d'analyser un marché. Cette distinction n'est pas anodine et interroge sur la recevabilité des conclusions de Greenwood, Shleifer et You (2019) [361] présentées dans le premier chapitre relatif à l'hypothèse d'efficience informationnelle (EMH) dans la section 1.2.1 portant sur la problématique de l'hypothèse jointe. Greenwood, Shleifer et You (2019) [361] s'interrogent en effet sur la validité de la théorie de Fama (1970) [224] en étudiant différentes

bulles financières. Les auteurs corroborent l'EMH en étudiant plusieurs secteurs d'activité qui ont connu de fortes hausses de prix des titres qui les composent néanmoins, leurs résultats peuvent être attribués à des effets liés à des caractéristiques. L'école de pensées de Chicago soutient que les facteurs de risque portent sur un contenu informationnel qui ne se limite pas à des caractéristiques propres à quelques secteurs d'activité, mais bien à des risques non diversifiables non captés par le β du marché.

Toujours dans le cadre d'un questionnement sur l'hypothèse d'efficience informationnelle des marchés, la notion d'investissement socialement responsable fut présentée. Les différentes interprétations de la RSE ont généré un important substrat théorique. Nous montrons que le lien entre performance sociale dans une acception large et performance financière, dans la littérature, est complexe. La notion même de responsabilité sociale des entreprises est débattue. Les entreprises doivent-elles maximiser seulement l'intérêt de l'actionnaire comme le stipulent Jensen et Meckling (1976) [439] ou doivent-elles maximiser ceux de toutes ses parties-prenantes (Freeman, 1984 [320]) ? Une troisième posture suggère qu'une évolution institutionnelle doit intervenir pour que l'intégration de la RSE soit profitable (Rebérioux, 2003 [602] et Vogel, 2005 [674]). Si l'hypothèse de Fama (1970) [224] suggère que toute l'information est intégrée dans les cours, celle de nature extra-financière, l'est donc théoriquement aussi. La présentation du caractère multidimensionnel que revêt un actif financier suivi du débat sur la RSE concernant le lien entre performance sociale et performance financière n'est pas anodine. Elle conjecture qu'une des dimensions du risque d'un actif soit liée au degré d'implication RSE du titre approximé par sa notation extra-financière. Une des questions posées par ce chapitre est de savoir si la notation extra-financière revêt un contenu informationnel perçu comme un facteur de risque par le marché.

2.9 Annexes du chapitre 2

TABLE 2.1 – Tableau de synthèse des principaux critères associés à l’effet de substance (value)

Critères	Auteur(s)
Book-to-market equity	Rosenberg, Reid et Lanstein (1985) [620]
Book-to-June-end market equity	Asness et Frazzini (2013) [28]
Book-to-current market equity	Asness et Frazzini (2013) [28]
Debt-to-market	Bhandari (1988) [77]
Assets-to-market	Fama et French (1992) [260]
Reversal	De Bondt and Thaler (1985) [193]
Earnings-to-price,	Basu (1983) [64]
Analysts’ earnings forecasts-to-price	Elgers, Lo et Pfeiffer (2001) [215]
Cash flow-to-price	Lakonishok, Shleifer et Vishny (1994) [478]
Dividend yield	Litzenberger et Ramaswamy (1979) [497]
Payout yield,	Boudoukh, Michaely, Richardson et Roberts (2007) [95]
Net payout yield,	Boudoukh, Michaely, Richardson et Roberts (2007) [95]
Five-year sales growth rank,	Lakonishok, Shleifer et Vishny (1994) [478]
Annual sales growth,	Lakonishok, Shleifer et Vishny (1994) [478]
Enterprise multiple,	Loughran et Wellman (2011) [503]
Sales-to-price	Barbee, Mukherji, et Raines (1996) [48]
Operating cash-flow to price	Desai, Rajgopal et Venkatachalam (2004) [198]
Intangible return	Daniel et Titman (2006) [189]
Intrinsic value-to-market	Frankel et Lee (1998) [316]
Analysts-based intrinsic value-to-market,	Frankel et Lee (1998) [316]
Enterprise book-to-price	Penman, Richardson, et Tuna (2007) [586]
Net debt-to-price	Penman, Richardson, et Tuna (2007) [586]
Equity duration	Dechow, Sloan, et Soliman (2004) [194]
Long-term analysts’ growth forecasts	La Porta (1996) [479]
Abnormal corporate investment	Titman, Wei, et Xie (2004) [665]

TABLE 2.2 – Tableau de synthèse des principaux critères associés à l’effet de rentabilité brute (profitability)

Critères	Auteur(s)
Return on equity	Hou, Xue, et Zhang (2015) [414]
4-quarter Change in ROE	Balakrishnan, Bartov, et Faurel (2010) [42]
Return on assets	Balakrishnan, Bartov et Faurel (2010) [42]
Return on net operating assets	Soliman (2008) [651]
Profit margin	Soliman (2008) [651]
Profit margin	Novy-Marx (2013) [563]
Asset turnover	Soliman (2008) [651]
Asset turnover	Novy-Marx (2013) [563]
Capital turnover	Haugen et Baker (1996) [393]
Capital turnover	Novy-Marx (2013) [563]
Return on net operating assets	Novy-Marx (2013) [563]
Gross profits-to-assets	Novy-Marx (2013) [563]
Gross profits-to-lagged assets	Novy-Marx (2013) [563]
Operating profits-to-equity	Fama et French (2015) [281]
Operating profits-to-lagged equity	Ball, Gerakos, Linnainmaa, et Nikolaev (2016) [45]
Operating profits-to-lagged assets	Ball, Gerakos, Linnainmaa, et Nikolaev (2016) [45]
Cash-based operating profitability	Ball, Gerakos, Linnainmaa, et Nikolaev (2016) [45]
Cash-based operating profits-to-lagged assets	Piotroski (2000) [591]
Fundamental (F) score	Piotroski (2000) [591]
Quarterly F-score	Campbell, Hilscher, et Szilagyi (2008) [124]
Failure probability	Campbell, Hilscher, et Szilagyi (2008) [124]
O-score	Dichev (1998) [202]
Quarterly O-score	Dichev (1998) [202]
Z-score	Dichev (1998) [202]
Growth score	Mohanram (2005) [544]
Credit ratings	Avramov, Chordia, Jostova, et Philipov (2009) [34]
Taxable income-to-book income	Green, Hand, et Zhang (2013) [360]
Book leverage	Fama et French (1992) [260]

FIGURE 2.2 – Le « zoo » de facteurs explicatifs de Harvey et Liu

Le graphique ci-dessous présente le « zoo » de facteurs explicatifs recensés dans la littérature. La courbe verte indique, en volume, le nombre de facteurs documentés dans la littérature selon les années avec une projection en pointillé de 2018 à 2037. Les marqueurs en croix indiquent, quant à eux, les t -statistiques des facteurs les plus connus lorsqu'ils furent proposés pour la première fois par leurs auteurs. Ce graphique fut réalisé par Harvey et Liu (2019) [390] (p.4). La courbe épaisse et verte indique le nombre de facteurs actuellement recensés dans la littérature et s'apprécie à l'aide de l'axe des ordonnées à droite. La ligne orange sépare la frontière entre ce qui relève de l'observation et de la projection. La ligne horizontale violette indique, quant à elle, la significativité des coefficients selon leurs t -statistiques. Parmi la grande diversité de facteurs de risque, les auteurs distinguent ceux dont les t sont supérieurs ou non à la valeur de 4,9. Cette ligne s'apprécie grâce à l'axe des ordonnées gauche. La ligne bleue sous forme de tirets indique, quant à elle, les facteurs de risques dont les t sont supérieurs ou non à la valeur de 2. La courbe bleue continue indique un seuil déterminé à partir du test Bonferroni qui a vocation à déterminer les différences significatives entre les moyennes des groupes dans un

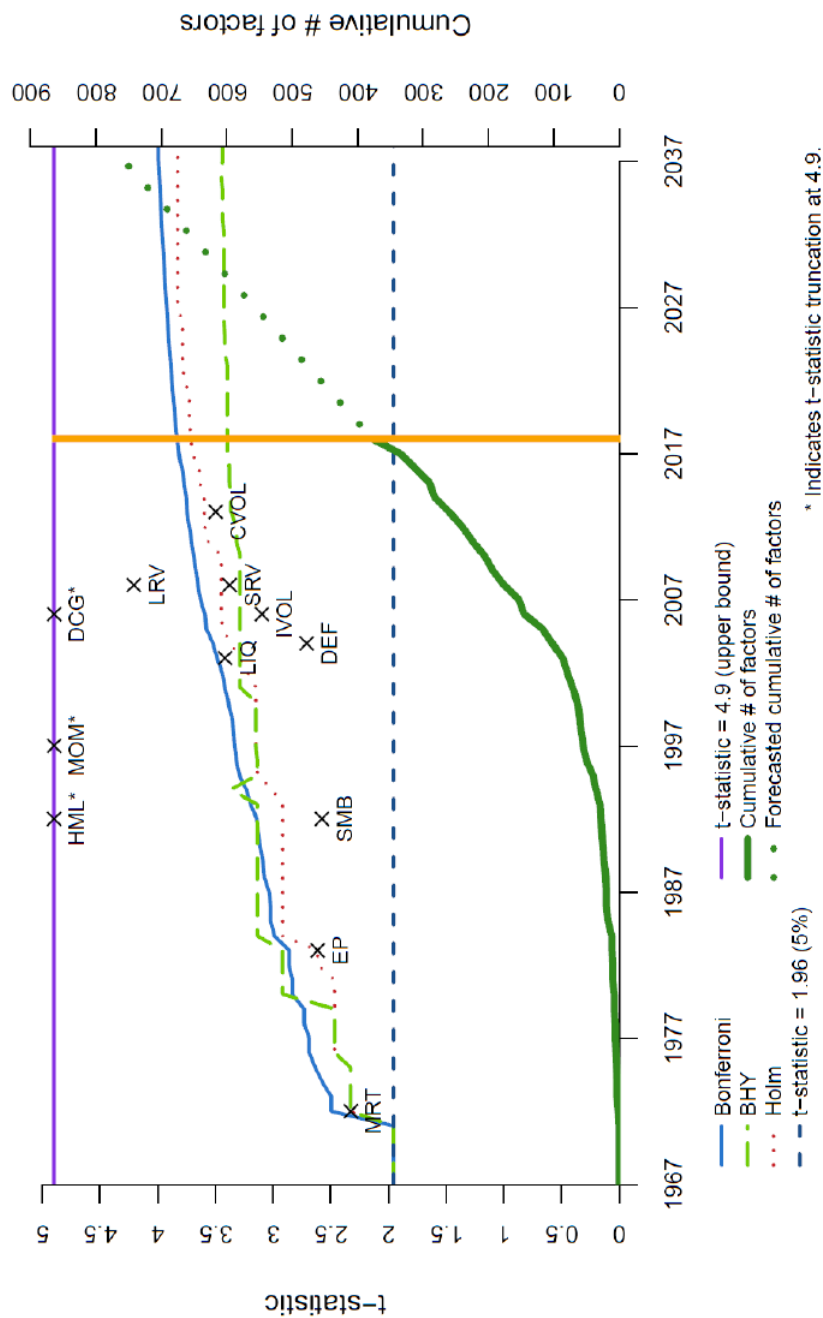


FIGURE 2.3 – Facteurs de risque ou caractéristiques

Le tableau ci-dessous présente la distinction que Harvey, Liu et Zhu (2016) [388] font entre ce qui relève d'une caractéristique et d'un facteur de risque. Pour chacune, les auteurs proposent six sous-catégories. Les valeurs affichées indiquent le nombre de travaux recensés dans la littérature.

Risk type		Description	Examples
Common (113)	Financial (46)	Proxy for aggregate financial market movement, including market portfolio returns, volatility, squared market returns, etc.	Sharpe (1964): market returns; Kraus and Litzenberger (1976): squared market returns
	Macro (40)	Proxy for movement in macroeconomic fundamentals, including consumption, investment, inflation, etc.	Breeden (1979): consumption growth; Cochrane (1991): investment returns
	Microstructure (11)	Proxy for aggregate movements in market microstructure or financial market frictions, including liquidity, transaction costs, etc.	Pastor and Stambaugh (2003): market liquidity; Lo and Wang (2006): market trading volume
	Behavioral (3)	Proxy for aggregate movements in investor behavior, sentiment or behavior-driven systematic mispricing	Baker and Wurgler (2006): investor sentiment; Hirshleifer and Jiang (2010): market mispricing
	Accounting (8)	Proxy for aggregate movement in firm-level accounting variables, including payout yield, cash flow, etc.	Fama and French (1992): size and book-to-market; Da and Warachka (2009): cash flow
	Other (5)	Proxy for aggregate movements that do not fall into the above categories, including momentum, investors' beliefs, etc.	Carhart (1997): return momentum; Ozoguz (2008): investors' beliefs
Characteristics (202)	Financial (61)	Proxy for firm-level idiosyncratic financial risks, including volatility, extreme returns, etc.	Ang, Hodrick, Xing and Zhang (2006): idiosyncratic volatility; Bali, Cakici and Whitelaw (2011): extreme stock returns
	Microstructure (28)	Proxy for firm-level financial market frictions, including short sale restrictions, transaction costs, etc.	Jarrow (1980): short sale restrictions; Mayshar (1981): transaction costs
	Behavioral (3)	Proxy for firm-level behavioral biases, including analyst dispersion, media coverage, etc.	Diether, Malloy and Scherbina (2002): analyst dispersion; Fang and Peress (2009): media coverage
	Accounting (87)	Proxy for firm-level accounting variables, including PE ratio, debt to equity ratio, etc.	Basu (1977): PE ratio; Bhandari (1988): debt to equity ratio
	Other (24)	Proxy for firm-level variables that do not fall into the above categories, including political campaign contributions, ranking-related firm intangibles, etc.	Cooper, Gulen and Ovtchinnikov (2010): political campaign contributions; Edmans (2011): intangibles

TABLE 2.3 – Tableau de synthèse des principaux critères associés à l'effet momentum

Critères	Auteur(s)
Earnings surprise	Foster, Olsen and Shevlin (1984) [315]
Cumulative abnormal stock returns around earnings announcements	Chan, Jegadeesh et Lakonishok (1996) [138]
Revisions in analysts' earnings forecasts	Chan, Jegadeesh et Lakonishok (1996) [138]
Price momentum	Jegadeesh et Titman (1993) [431]
Price momentum	Carhart (1997) [129]
Price momentum	Fama et French (1996) [264]
Industry momentum	Moskowitz et Grinblatt (1999) [552]
Revenue surprise	Jegadeesh et Livnat (2006) [429]
Tax expense surprise	Thomas et Zhang (2011) [663]
Analysts' forecast change	Hawkins, Chamberlin, et Daniel (1984) [396]
Consecutive quarters with earnings increases	Barth, Elliott, et Finn (1999) [61]
52-week high	George et Hwang (2004) [338]
11-month residual momentum	Blitz, Huij, et Martens (2011) [85]
6-month residual momentum	Blitz, Huij, et Martens (2011) [85]
Segment momentum	Cohen and Lou (2012) [162]
Industry lead-lag effect in prior returns	Hou (2007) [501]
Industry lead-lag effect in earnings surprises	Hou (2007) [501]
Customer momentum	Cohen and Frazzini (2008) [161]
Supplier industries momentum	Menzly et Ozbas (2010) [532]
Customer industries momentum	Menzly et Ozbas (2010) [532]

TABLE 2.4 – Tableau de synthèse des principaux critères associés à l'effet d'investissement

Critères	Auteur(s)
Investment-to-assets	Cooper, Gulen et Schill (2008) [174]
Changes in PPE and inventory/assets	Lyandres, Sun et Zhang (2008) [508]
Net operating assets	Hirshleifer, Hou, Teoh et Zhang (2004) [402]
Changes in net operating assets,	Hou, Xue, et Zhang (2015) [414]
Change in long-term net operating assets	Fairfield, Whisenant et Yohn (2003) [219]
Investment growth	Xing (2008) [687]
Two-year investment growth	Anderson et Garcia-Feijoo (2006) [21]
Three-year investment growth	Anderson et Garcia-Feijoo (2006) [21]
Net stock issues	Pontiff et Woodgate (2008) [592]
% change in investment - % change in industry investment	Abarbanell et Bushee (1998) [1]
Composite equity issuance	Daniel et Titman (2006) [189]
Composite debt issuance	Lyandres, Sun et Zhang (2008) [508]
Inventory growth	Belo et Lin (2011) [69]
Inventory changes	Thomas et Zhang (2002) [662]
Operating accruals	Sloan (1996) [650]
Total accruals	Richardson, Sloan, Soliman et Tuna (2005) [608]
Change in net non-cash working capital	Richardson, Sloan, Soliman et Tuna (2005) [608]
Change in current operating assets	Richardson, Sloan, Soliman et Tuna (2005) [608]
Change in current operating liabilities	Richardson, Sloan, Soliman et Tuna (2005) [608]
Change in net non-current operating assets	Richardson, Sloan, Soliman et Tuna (2005) [608]
Change in non-current operating assets	Richardson, Sloan, Soliman et Tuna (2005) [608]
Change in non-current operating liabilities	Richardson, Sloan, Soliman et Tuna (2005) [608]
Change in net financial assets	Richardson, Sloan, Soliman et Tuna (2005) [608]
Change in short-term investments	Richardson, Sloan, Soliman et Tuna (2005) [608]
Change in long-term investments	Richardson, Sloan, Soliman et Tuna (2005) [608]
Change in financial liabilities	Richardson, Sloan, Soliman et Tuna (2005) [608]
Change in common equity	Richardson, Sloan, Soliman et Tuna (2005) [608]
Discretionary accruals	Xie (2001) [686]
Percent operating, total, discretionary accruals	Hafzalla, Lundholm et Van Winkle (2011) [369]
Net external, equity, debt financing	Bradshaw, Richardson et Sloan (2006) [98]

Chapitre 3

Une approche multifactorielle du risque dans les modèles *ad-hoc* : le cas français

« *In God we trust, all others must bring data* » (W. Edwards Deming)

3.1 Introduction

Ce chapitre⁴² présente notre première étude empirique effectuée sur le marché français dans laquelle l'hypothèse semi-forte d'efficience informationnelle de Fama (1970) [224] est testée. En l'absence de solution consensuelle dans la littérature au sujet du MÉDAF, les modèles *ad-hoc* sont mis en application. Bien que ces derniers demeurent critiquables pour leur absence de fondements théoriques donnant la forme exacte des facteurs de risque, ils apparaissent, raisonnablement, comme des alternatives au modèle de référence. Fama et French (1995) [262] admettent que les facteurs de risque associés aux effets taille et substance sont « *arbitraires et pour des raisons économiques inconnues, sont liées à la rentabilité d'un titre* » (p.131). Les auteurs (Fama et French, 1993 [261]) invitent leurs lecteurs à appréhender la nécessité de pouvoir recourir à des modèles d'évaluation des actifs

42. Une partie de ce chapitre fit l'objet d'une publication : Desban, M., & Lajili Jarjir, S., 2018. "Corporate ownership structure, market anomalies and asset pricing", Journal of Asset Management, Palgrave Macmillan, vol. 19(5), p.316-340 et de communications :

- 26th Annual conference of the European Financial Management Association (EFMA), June 2017, Athena, Greece
- 34th Spring International Conference of the French Finance Association (AFFI), June 2017, Valence, France

fonctionnels et ce, dans de nombreux domaines d'application. Les modèles d'évaluation jouent un rôle crucial dans le choix des portefeuilles (Brennan et Xia (2001) [107]), les mesures de performances des investisseurs, la prise en compte de rentabilités non captées par le MÉDAF dans les études d'évènements ou encore dans la détermination du coût du capital dans le champ de la finance d'entreprise. D'un point de vue positiviste, le recours à ces modèles est justifié par leurs pouvoirs explicatifs supérieurs.

Le premier chapitre de cette thèse a présenté la théorie de l'efficience informationnelle de Fama (1970) [224] et met en évidence que le recours à un modèle de formation des prix est nécessaire pour tester cette théorie (problématique de l'hypothèse jointe). Le deuxième chapitre a vocation à présenter les travaux portant sur les développements méthodologiques qui ont conduit aux modèles multifactoriels au cours de ces dernières décennies. Il met ainsi en perspective les désaccords nés sur fond d'interprétations des résultats empiriques du MÉDAF et montre que l'hypothèse d'efficience de Fama (1970) [224] est, d'une part, défendue par les partisans de l'école de Chicago, et est remise, d'autre part, partiellement ou totalement en cause par ceux qui voient, dans les anomalies de marché, des marqueurs d'inefficience, ou par les partisans de la finance comportementale. Ce troisième chapitre est consacré à la compréhension des modèles appliqués empiriquement au marché français. En effet, si les marchés américains jouissent d'une littérature fortement documentée, une proportion bien plus fine est consacrée au marché tricolore.⁴³ Pourtant, le marché français offre un terrain d'étude original pour sa forte concentration actionnariale (Franks et Mayers, 1997 [317]). À l'inverse du marché anglais où le principal actionnaire est un investisseur institutionnel et du marché américain où le premier investisseur est un investisseur individuel, les plus grandes sociétés cotées en bourse en France ou en Allemagne ont en moyenne au moins un actionnaire détenant plus de 25% du capital et, dans de nombreux cas, une participation majoritaire. Ces participations ont, le plus souvent, tendance à être détenues par la famille fondatrice ou par d'autres sociétés, et c'est à partir de ce constat que Franks et Mayers (1997) [317] désigne le marché français comme un « *insider system* » par opposition aux « *outsider systems* » pour décrire les

43. Voir entre autres Hamon (1986) [372], Hawawini et Viallet, 1987 [395], Molay, 1999 [545], 2001 [546], Lajili, 2003 [471], Nasreddine, Lajili Jarjir, 2017 [555].

marchés du Royaume-Uni et ceux des États-Unis. Si le marché français constitue un substrat de recherche original, il renvoie à la question suivante : les anomalies-primés de risque sont-elles généralisables sur toutes les places financières ? Les études produites par Fama et French (2012) [280] et (2017) [284] testent empiriquement leurs modèles selon une logique géographique. Les auteurs mettent en opposition, aux modèles globaux, les modèles régionaux en distinguant les États-Unis, l'Europe, le Japon et l'Asie Pacifique. Ce chapitre offre des éclairages propres au marché français et s'interroge sur la pertinence et la généralisabilité des modèles *ad-hoc* à l'échelle nationale.

3.2 Méthodologie

3.2.1 L'échantillon français

L'échantillon constitué a pour objectif de représenter le marché français sur la période janvier 1990 à juin 2016 (soit 26 ans). Nous intégrons les titres de sociétés pour lesquelles le cours boursier journalier, la capitalisation boursière, le ratio valeur comptable sur valeur de marché, le total actif et enfin valeur comptable sont disponibles. Nous comptons 1163 sociétés françaises individuelles⁴⁴ sur la période étudiée. Le nombre de titres français retenus correspond, en matière d'ordre de grandeur, à celui de Asness, Frazzini et Pedersen (2019) [30] qui intègrent, pour le marché français, 1 088 entre 1986 et 2012 à partir de la base de données CRSP et à Nasreddine et Lajili Jarjir (2017) [555] avec 1 117 titres via Thomson Reuters Datastream également. Notons que le nombre de titres cotés sur le marché français a beaucoup évolué au cours des années. À titre d'exemple, Hawawini et Viallet (1987) [395] travaillent sur le marché français à partir d'une base de 112 titres individuels entre janvier 1969 et décembre 1983. Molay (2001) [546] intègre, sur la période allant de juillet 1988 à juin 1998, 120 titres au début de la période et 320 en 1998. Lajili (2003) [471] compte, quant à elle, 636 actions au total sur la période allant de juillet 1976 à juin 2001. Elle recense en 1988 126 titres, 374 en 1998 et 381 en 2001. Nous comptons, 238

44. Les prix des titres furent collectés depuis la base de données Thomson Reuters Datastream. Les prix furent obtenus par la commande [P] et sont corrigés des OST. Ils furent ajustés par la commande P#T afin de recueillir les prix uniquement lorsque les titres sont actifs. Les dividendes [DDE] furent également téléchargés afin d'ajuster les rentabilités mensuelles.

titres individuels au début de la période, 486 en 1998, 588 en 2001 et 533 en 2016. L'année 2008 est l'année pour laquelle, nous dénombrons le plus de titres (672). Les critères de sélection demeurent fortement dépendants de la disponibilité des données. La nature de notre étude implique que notre échantillon ne soit pas cylindré. Le tableau 3.8 indique le nombre de titres présents dans l'échantillon en début d'année d'étude, c'est-à-dire à chaque juillet. Les stratégies utilisées à la fois comme variables dépendantes et indépendantes sont des portefeuilles pondérés mensuellement par capitalisation et prennent en compte le nombre exact de titres existants en t . Le choix d'une fréquence mensuelle est justifié par la volonté d'obtenir des résultats comparables aux travaux préalablement menés sur les marchés actions qui optent, le plus généralement, pour cette fréquence. Le nombre de titres évolue chaque mois et montre une tendance croissante qui s'explique, d'une part, par l'augmentation générale de la taille du marché français et, d'autre part, par une plus grande disponibilité des données au fur et à mesure des années. Il est crucial de souligner que la disponibilité des différentes données comptables reste inégale notamment pour ce qui est du ratio valeur comptable sur valeur de marché (ratio *book-to-market*). Ainsi, dans le cas où une donnée comptable ne serait pas disponible à un instant t pour un titre, ce dernier ne sera pas comptabilisé pour les portefeuilles construits sur la base de ce même ratio. Cette procédure conduit à créer des ruptures de série. Le recours à une base de données unifiée se justifie par la recherche d'une homogénéité des données pour lesquelles les méthodes de calcul des ratios ne diffèrent pas. Enfin, elle permet une comparabilité avec plusieurs travaux sur le marché français réalisés à partir du même fournisseur de données (Molay, 1999 [545], 2001 [546], Lajili, 2003 [471], Nasreddine et Lajili, 2017 [555] entre autres). À l'instar de Liew et Vassalou (2000) [492], nous retenons le maximum de titres dans notre échantillon afin que nos résultats illustrent au mieux la réalité du marché français.

Bien que Horowitz, Loughran, et Savin (2000) [409], Crain (2011) [180], Michou, Mouselli et Stark (2010) [536] et Bryan (2014) [115] suggèrent que l'effet taille soit situé au sein de plus petites capitalisations, nous retenons tout de même l'intégralité des titres individuels français. Liew et Vassalou (2000) [492] avancent que le maintien de ces titres

contribue à pouvoir utiliser les facteurs explicatifs de l'effet taille et à pouvoir l'interpréter correctement.

3.2.2 La construction des facteurs explicatifs français

Nous recensons, dans cette section, les différentes variables indépendantes utilisées pour cette étude empirique :

- La prime de risque du marché français ($r_M - r_f$). Il s'agit d'un portefeuille comprenant tout l'échantillon dans lequel chaque rentabilité individuelle est pondérée selon le poids de sa capitalisation à l'instant t dans le portefeuille. Le portefeuille de marché (M) est soustrait de la rentabilité de l'actif considéré sans risque (f). L'actif sans risque est approximé par l'EURIBOR⁴⁵ à maturité trois mois. Le choix de cette maturité s'explique par sa plus grande liquidité sur le marché.
- Le facteur de risque associé à l'effet de substance (« *value* ») est approximé par un portefeuille noté « HML » pour « *High Minus Low* ». Ce dernier illustre la différence de rentabilité entre un portefeuille diversifié pondéré par capitalisation comprenant des titres de substance à celui comprenant les titres de croissance. La distinction entre les titres de substance ou de croissance s'effectue à partir du ratio valeur comptable sur valeur de marché (*book-to-market ratio*). Un classement annuel est effectué selon le critère B/M. Les titres appartenant aux trois premiers déciles selon ce ratio sont appelés « *high* ». Les titres des trois derniers déciles sont les « *low* ». Les *high B/M stocks* constituent les titres de substance, les *low B/M stocks* constituent les titres de croissance. Le portefeuille HML présente dès

45. L'« *Euro Interbank Offered Rate* » a été mis en place le 15 décembre 1997 par la FBE (Fédération Bancaire Européenne) et l'ACI (Association Cambiste Internationale). Sa première publication a eu lieu le 30 décembre 1998 pour que l'indice soit opérationnel dès l'introduction de la monnaie unique, le 1er janvier 1999. Pour le calculer, la FBE et l'ACI ont défini la liste des établissements bancaires les plus actifs de la zone euro, qui reflètent les activités du marché monétaire et sa diversité géographique. Ce panel se compose de banques des pays de la zone euro ainsi que de grandes banques d'autres pays réalisant d'importantes opérations dans la zone euro. Les taux des différentes maturités de l'EURIBOR sont calculés et diffusés à 11h du matin du lundi au vendredi (sauf certains jours fériés) à condition qu'au moins la moitié des banques du panel aient communiqué leurs taux prêteurs sur les 8 échéances avant 10h45. Les 15% de cotations extrêmes (c'est-à-dire les plus hautes et les plus basses) sont éliminées. Les taux EURIBOR sont la moyenne quotidienne de ces taux, exprimés avec trois décimales, et calculés sur une base de 360 jours. Pour diverses raisons liées à une problématique de liquidité, nous retenons comme taux sans risque l'EURIBOR 3 mois. Le taux utilisé entre 1990 et 1997 est le PIBOR (Paris Interbank Offer Rate) qui correspond au taux de référence du marché monétaire français.

lors le différentiel de rentabilité qui existe entre ces deux portefeuilles comprenant les trois premiers déciles pour le premier et les trois derniers pour le second. Les ratios B/M individuels sont collectés depuis la base de données Datastream à partir de la commande [MTBV]. Cette commande permet l'extraction, par titre, du ratio *market-to-book*. Le ratio est ensuite inversé afin d'obtenir le *book-to-market*. Lorsqu'un titre français ne dispose pas de ce ratio historique ou de sa capitalisation boursière en t , il est ôté de l'échantillon pour le classement de l'année t . Cette procédure est susceptible de produire des ruptures de série chronologique.

La construction du facteur HML implique de générer six portefeuilles pondérés par capitalisation. Ces six portefeuilles résultent du double découpage indépendant entre la taille (*big* et *small* selon la médiane) et le ratio B/M (*low*, *neutral* et *high*). Les trois premiers portefeuilles sont respectivement SL, SN, SH pour la tranche des titres dont les capitalisations sont inférieures ou égales à la capitalisation médiane du marché français. Les trois suivants sont construits de la même manière à l'aide des titres dont les capitalisations boursières sont supérieures à la capitalisation médiane : BL, BN et BH. Le facteur HML pour *high minus low* se construit comme suit : $HML = \{(SH + BH) - (SL + BL)\}/2$.

- Le facteur de risque associé à la taille est approximé par un portefeuille noté « SMB » pour « *Small Minus Big* ». Il correspond à la différence de rentabilité entre un portefeuille diversifié pondéré par capitalisation comprenant les petites capitalisations, d'une part, et les rentabilités des grandes capitalisations, d'autre part. Les titres dont les capitalisations sont supérieures à la capitalisation médiane, en t , sont *big*, sinon *small*. Le facteur SMB se construit comme suit : $SMB = \{(SL + SN + SH) - (BL + BN + BH)\}/3$.
- Le facteur de risque associé à l'effet de rentabilité brute (« *gross profitability* »). Ce facteur est approximé par le portefeuille « RMW » pour « *Robust Minus Weak profitability* ». Trois portefeuilles ont été formés : 30% des titres sont intégrés dans la catégorie des titres les plus rentables (*robust*) ; 30% des titres dans la catégorie des titres les moins profitables (*weak*). Enfin 40% des titres dans la catégorie de

titres de rentabilité brute neutre (*neutral*). *RMW* correspond à la différence de rentabilité du portefeuille comprenant les titres les plus robustes à celui comprenant les titres les plus faibles à cet égard. Le terme rentabilité brute fut introduit par Chen, Novy-Marx et Zhang (2010) [144] et Novy-Marx (2013) [563]. Ces derniers parlent d'effet de rentabilité brute alors que Fama et French parlent d'un effet de rentabilité opérationnelle à l'instar de Hou, Xue et Zhang (2015) [414], (2017) [415], Hou, Mo, Xue et Zhang (2018) [410], (2019) [411], Desban et Lajili Jarjir (2018) [199] et Fama et French (2015) [281], (2017) [284], (2018a) [285], (2018c) [286], (2018d) [287], (2019) [288]. Ces derniers retiennent comme mesure de rentabilité opérationnelle (*operating profitability*) le rapport entre le résultat d'exploitation (équivalent à l'*EBIT*) qu'ils retraitent des charges financières sur la valeur comptable des capitaux propres. La construction du facteur de Novy-Marx (2012) [562], (2013) [563] est sensiblement différente et propose de procéder au rapport entre l'excédent brut d'exploitation et le total actif.⁴⁶ La construction des portefeuilles mène au croisement taille (*big* et *small*) et rentabilité opérationnelle (*weak*, *neutral* et *robust*), soit six portefeuilles (SW, SN, SR, BW, BN, et BR). Fama et French (2015) [281], (2017) [284], (2018a) [285], (2018c) [286], (2018d) [287], (2019) [288] construisent le facteur RMW comme suit : $RMW = \{(SR + BR) - (SW + BW)\}/2$.

- Le facteur de risque associé à l'effet d'investissement (« *investment* »). Trois portefeuilles ont été formés : 30% des titres sont intégrés dans la catégorie des titres investissant faiblement (*conservative stocks*) ; 30% des titres dans la catégorie des titres investissant fortement (*aggressive stocks*). Enfin, 40% des titres dans la catégorie de titres investissant de manière neutre (*neutral stocks*). Le portefeuille « *CMA* » pour « *Conservative Minus Agressive* » correspond à la différence de rentabilité du portefeuille de titres conservateurs à celui de titres agressifs. Le degré d'investissement se fonde sur la variation du total des actifs (*WC02999*)

46. Whahal (2019) [678] approxime l'effet de rentabilité brute selon la méthodologie de Novy-Marx (2013) [563] et de Fama et French (2015) [281] : (a) gross profitability, defined as revenues minus COGS, scaled by total assets (GP/AT) ; and (b) operating profitability, defined as revenues minus COGS, minus SG&A, minus interest expense, scaled by book equity (OP/BE) (p.366).

d'un titre d'une année à l'autre.⁴⁷ Le facteur CMA se construit comme suit : $CMA = \{(SC + BC) - (SA + BA)\}/2$. Ceci étant, nous présenterons dans le cadre de notre étude empirique diverses observations qui justifieront d'employer la prime de risque dans un sens opposé à celui utilisé par Fama et French (2015) [281]. Nous proposons d'approximer l'effet d'investissement par le facteur AMC pour *aggressive minus conservative* où $AMC = \{-(SC + BC) + (SA + BA)\}/2$.

- Le facteur de risque associé à l'effet qualité (« *quality* »). À l'instar de Asness, Frazzini et Pedersen (2019) [30], ce dernier est construit sur la base des quatre piliers.

Afin que chaque critère soit comparable, nous calculons les scores annuellement et la dispersion à la moyenne (μ) en unités d'écart-type (σ) pour chaque titre individuel (*z-score*). Notons x_i la variable d'intérêt i , et $z_i = (x_i - \mu_i)/\sigma_i$. Les données comptables et financières ont été collectées depuis la base de données Datastream Thomson Reuters. Nous proposons la codification suivante : (a) correspond à la variable a . [a] correspond au code Datastream permettant de construire la base de données. Les variables n'ayant pas de codification Datastream de type [a] furent calculées par nos soins.

$$Profitability, \mathcal{P} = z(z_{GPOA} + z_{ROE} + z_{ROA} + z_{CFOA} + z_{GMAR} + z_{ACC}) \quad (3.2.2.1)$$

Les six paramètres sont : 1. les bénéfices bruts [WC18198] sur le total actif [WC02501] : *gross profits over assets* (GPOA), 2. le taux de rentabilité financière : *return on equity* (ROE) [WC08301], 3. le taux de rentabilité des actifs : *return on assets* (ROA) [ROA], 4. le flux de trésorerie [WC05507] sur les actifs [WC02501] : *cash flow over assets* (CFOA), 5. le taux de marge brute : *gross margin* (GMAR) [WC08316] et 6. le rapport entre les dotations aux amortissements [WC01151] additionnés des variations du besoin en fonds de roulement (BFR)

47. Whahal (2019) [678] approxime l'effet d'investissement selon deux proxies différents : (a) the growth in total assets from fiscal year $t - 2$ to $t - 1$, referred to as dA_{t-1}/A_{t-2} ; and (b) the growth in book equity from fiscal year $t - 2$ to fiscal year $t - 1$, termed dB_{t-1}/B_{t-2} (p.366).

[WC03151] sur le total actif [WC02501] : *low accruals* (ACC).

$$\text{Growth, } \mathcal{G} = z(z_{\Delta_{GPOA}} + z_{\Delta_{ROE}} + z_{\Delta_{ROA}} + z_{\Delta_{CFOA}} + z_{\Delta_{GMAR}} + z_{\Delta_{ACC}}) \quad (3.2.2.2)$$

Δ correspond à un taux de croissance sur une fenêtre temporelle de trois ans. Plus précisément, nous définissons la croissance pour chaque mesure constituant le paramètre « *Profitability* ». Pour cela, nous divisons le numérateur en t par un dénominateur retardé de trois ans ($t - 3$).

$$\text{Security, } \mathcal{S} = z(z_{BAB} + z_{IVOL} + z_{LEV} + z_{EVOL}) \quad (3.2.2.3)$$

Le paramètre « *Security* » (\mathcal{S}) désigne par ses critères des sociétés plus sûres pour les investisseurs. \mathcal{S} regroupe les sociétés à faible $\beta^{r_M - r_f}$ (BAB),⁴⁸ faible volatilité idiosyncratique (IVOL), faible taux d'endettement (LEV) [WC08226] ainsi qu'une faible volatilité du ROE traduite par son écart-type sur cinq ans (EVOL).

$$\text{Payout, } \mathcal{O} = z(z_{EISS} + z_{DISS} + z_{NPOP}) \quad (3.2.2.4)$$

\mathcal{O} constitue un score de distribution comprenant l'émission d'actions (EISS) [WC04251], l'émission de dettes (DISS) [MSLTD] ainsi que le taux de distribution des dividendes (NPOP) [DPS et EPS].

La mesure de qualité \mathcal{Q} est ensuite calculée comme suit :

$$\mathcal{Q} = z(\mathcal{P} + \mathcal{G} + \mathcal{S} + \mathcal{O}) \quad (3.2.2.5)$$

Enfin, notons les titres de qualité médiocre (*junk*) avec \mathcal{Q}^- et les actifs de bonne qualité \mathcal{Q}^+ . Lorsque les titres ont une capitalisation au-dessus de la médiane du marché, ils sont notés B pour *big* et S pour *small*.

48. *Betting Against Beta* (Frazzini et Pedersen, 2014 [319]).

$$QMJ = \frac{1}{2}(SQ^+ + BQ^+) - \frac{1}{2}(SQ^- + BQ^-) = \frac{1}{2}(SQ^- - SQ^+) + \frac{1}{2}(BQ^+ - BQ^-) \quad (3.2.2.6)$$

À l'instar de la méthodologie proposée par Fama et French dans leurs travaux, nous fixons les points de rupture à 30% et 70% afin de définir ce qui constitue un titre de mauvaise qualité (les 30% les plus faibles), les titres de bonne qualité (les 30% les plus élevés) et les titres de qualité neutre (les 40% restant). Le facteur QMJ est défini comme une stratégie acheteuse des titres de meilleure qualité qui s'autofinance par la vente à découvert des titres de mauvaise qualité. Les portefeuilles $\{SQ^+; SQ^-; BQ^+; BQ^-\}$ sont tous pondérés mensuellement par les capitalisations des titres qu'ils regroupent. Toutefois, l'allocation des titres dans un portefeuille donné est réalisée annuellement. Cette méthodologie correspond à celle utilisée dans les travaux de Desban et Lajili Jarjir (2018) [199], Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz et Pedersen (2018) [29], Desban, Thauvron, Astolfi et Lecarpentier Moyal (2019) [201] et de Asness, Frazzini et Pedersen (2019) [30].

3.2.3 La construction des portefeuilles utilisés comme variables dépendantes

Les titres de l'échantillon français (comprenant 1163 actions individuelles) sont assignés de façon indépendante entre quatre groupes de taille et quatre groupes basés sur : 1. le ratio de valeur comptable sur valeur de marché (Panel A), 2. ratio de rentabilité opérationnelle (Panel B), 3. le degré d'investissement (Panel C) et 4. le niveau de qualité (panel D). Chaque portefeuille est labellisé à l'aide de deux dimensions. La première décrit les quartiles de taille (1 à 4). La seconde illustre les quartiles pour chaque critère explicité préalablement (panel A à D). Chaque panel comprend ainsi respectivement 16 portefeuilles (4×4) pondérés par capitalisation. La figure 3.4 indique précisément comment les portefeuilles, destinés à être utilisés comme variables dépendantes, sont construits.

3.3 Les résultats empiriques : analyse des variables dépendantes et des facteurs explicatifs sur le marché français

3.3.1 Analyse des statistiques descriptives des vecteurs de rentabilités mensuelles des variables dépendantes

Le tableau 3.6 présente les statistiques descriptives des variables dépendantes propres à la première étude empirique portant sur le marché français entre janvier 1990 et juin 2016. Les tableaux 3.19, 3.20, 3.21 et 3.22 présentent respectivement les coefficients de corrélation de Pearson et Spearman des panels A, B, C et D. Ces résultats portent sur les corrélations que les variables dépendantes entretiennent entre elles ainsi qu'avec chacune des variables explicatives.

La première observation notable est la relation négative entre la capitalisation boursière des titres et leurs rentabilités. Cette observation prolonge celles de Banz (1981) [47] relativement à l'effet taille. Les portefeuilles comprenant les plus petites sociétés au sens de leurs capitalisations boursières (plus précisément le premier quartile contre le quatrième) surperforment en moyenne les portefeuilles des plus grandes : 2,52% contre 0,85% (panel A) ; 2,56% contre 0,82% (panel B) ; 2,57% contre 0,80% (panel C) et 2,52% contre 0,89% (panel D). Molay (1999) [545] observe sur le marché français de juillet 1992 à juin 1997 et de juillet 1988 à juin 1998 (Molay, 2001 [546]) une relation également négative entre la taille et la rentabilité moyenne des titres. Ces résultats sont également corroborés par ceux de Lajili (2003) [471], 2006 [469] et de Nasreddine et Lajili Jarjir (2017) [555]. Notre point d'étonnement concerne l'étude des volatilités. Les écarts-types sont plus faibles pour les plus petites capitalisations que pour les grandes. Ils sont respectivement de 6,13% contre 6,53% (panel A) ; 6,14% contre 6,25% (panel B) ; 5,8% contre 6,09% (panel C) et 6,24% contre 6,34% (panel D). Ce résultat s'explique en partie par un manque de liquidité sur cette population de titres. La table 3.7 montre, en effet, le volume annuel moyen traité pour chaque stratégie. Sans surprise, les volumes d'échanges des petites capitalisations

sont marginaux par rapport à ceux des plus grandes sociétés.

Certaines petites capitalisations ne sont que peu fréquemment traitées et voient par conséquent leurs prix inchangés d'une période à l'autre (ici mensuellement). Ce manque de liquidités explique que les portefeuilles comprenant de petites sociétés ont une propension supérieure à intégrer des mois avec des rentabilités nulles. Ceci entraîne une faible dispersion des rentabilités par rapport à leurs moyennes respectives et explique leurs faibles écarts-types. Les ratios de Sharpe sont ainsi nettement différents pour les portefeuilles comprenant des petites capitalisations par rapport aux ratios des grandes (les numérateurs sont, en effet, plus élevés et les dénominateurs plus faibles). Ces ratios sont de 0,43 contre 0,13 (panel A) ; 0,43 contre 0,14 (panel B) ; 0,45 contre 0,13 (panel C) et 0,41 contre 0,15 (panel D). Les petites capitalisations (*i.e.* le premier quartile de taille, toute anomalie confondue) ont une capitalisation boursière annuelle moyenne de 8 millions d'euros contre 3,3 milliards pour les plus grandes. Le volume de titres traités est de 44 millions pour les petites capitalisations et de 2 874 752 millions pour le quatrième quartile de taille.

Contrairement aux marchés américains, nous n'observons pas de différentiel probant relatif aux rentabilités des titres en fonction de leurs ratios *book-to-market* (valeur comptable sur valeur de marché). Molay (2001) [546] observait, par ailleurs, le même phénomène entre 1988 et 1998. Les portefeuilles dont les ratios B/M sont les plus élevés ne superforment pas systématiquement les portefeuilles du premier quartile. Les « *high B/M stocks* » enregistrent une rentabilité mensuelle moyenne inférieure aux « *low B/M stocks* » pour le premier et quatrième quartiles de taille avec 1,01% contre 1,05% et 2,72% contre 2,82%. L'effet de substance est confirmé seulement pour le deuxième et troisième déciles de taille avec respectivement 2,16% contre 1,89% et 1,51% contre 1,50%. Cette observation précise que, visiblement, l'effet B/M ne se situe pas dans les stratégies extrêmes. L'effet est visible entre le deuxième et troisième décile et compense le sens de la prime de risque qui est construite à l'aide du différentiel des trois premiers déciles contre les trois derniers. Il est à noter que l'effet de substance ne se vérifie pas non plus lorsque l'on observe les quartiles du ratio B/M pour chaque quartile de taille. Il semble donc qu'à l'inverse du marché américain, cet effet soit plus diffus et n'apparaisse pas comme un schéma régulier

et observable au regard de sa rentabilité moyenne. Les titres à fort B/M surperforment les titres de croissance pour le deuxième et troisième quartile de taille (2,16% contre 1,89% et 1,51% contre 1,50%). Le premier et le quatrième quartile de taille montrent, en revanche, que les portefeuilles ayant les ratio B/M les plus faibles surperforment ceux de substance (2,82% contre 2,72% et 1,05% contre 1,01%). En moyenne, les portefeuilles comprenant des titres de substance ont un ratio de Sharpe plus élevé (0,33 contre 0,30), à l'exception du quatrième quartile de substance (0,11 contre 0,16). Ces observations s'inscrivent dans celles, recensées plus tôt, de Molay (1999) [545] qui notait un effet taille, mais pas de véritable effet sur les rentabilités conduit par les titres de substance.

Il existe une relation positive entre le ratio de rentabilité opérationnelle (*operating profitability*) et la rentabilité boursière. Contrairement à l'effet B/M que nous jugeons globalement diffus, l'effet de rentabilité opérationnelle est visible et plus régulier. Chaque portefeuille construit sur la base de ce ratio montre une rentabilité supérieure lorsque les titres ont un ratio élevé (*robust stocks*). En moyenne, le différentiel mensuel de rentabilité est de 1,90% contre 1,41% tous panels confondus. Les portefeuilles les plus robustes ont non seulement une rentabilité en moyenne supérieure, mais jouissent également d'une moindre volatilité (5,82% contre 6,80%). Ce constat amène sans surprise à des différences marquées au regard des ratios de Sharpe (0,32 contre 0,21).

Contrairement à Fama et French (2015) [281], nous n'observons pas de relation négative entre le degré d'investissement et la rentabilité dans le cadre du marché français sur cette période d'étude. Au contraire, nous observons une relation positive. Les titres dont le degré d'investissement est le plus élevé (ceux dont la variation du total actif est la plus forte) produisent une rentabilité moyenne supérieure à ceux plus conservateurs. La stratégie acheteuse de petites capitalisations qui ont un degré d'investissement élevé enregistre une rentabilité mensuelle moyenne de 3,23% contre 2,21% pour le portefeuille conservateur. Cet effet ne demeure toutefois pas constant et semble disparaître lorsque l'on porte notre analyse sur la tranche des portefeuilles à grandes capitalisations. En effet, les « *big-aggressive stocks* » produisent une rentabilité mensuelle moyenne de 0,81% contre 0,84% pour les « *big-conservative stocks* ». Le portefeuille de petites capitalisations à fort degré

d'investissement est plus rentable en moyenne et montre un β inférieur à celui des titres plus conservateurs (0,35 contre 0,45). Frazzini et Pedersen (2014) [319] enrichissent la littérature à l'aide d'une stratégie nommée *betting against beta* (BAB). L'idée centrale est de chercher à capter le différentiel de rentabilité entre les titres dont les β sont faibles et ceux dont les β sont forts. Ce facteur est par ailleurs construit et intégré dans la procédure de construction du paramètre de qualité.

À l'instar d'Asness, Frazzini et Pedersen (2019) [30], nous observons une forme de paradoxe au sein du panel D croisant la taille d'une part et la qualité d'autre part. En effet, l'intuition des chercheurs suppose que les titres de qualité sont plus rentables. Or, ils avancent également que les « *junk stocks* » sont généralement de petites capitalisations. À la vue de ce qui est avancé, quelle rentabilité attendre des titres de petites capitalisations dont la qualité est médiocre ? Banz (1981) [47] opérerait probablement pour une rentabilité supérieure au regard de l'effet taille alors qu'Asness, Frazzini et Pedersen (2019) [30] opéreraient sûrement pour une rentabilité moindre à cause de leur faible qualité. Une forme de dualité entre les deux effets émerge et s'observe sur le marché français. La tranche de portefeuilles de bonne qualité est en moyenne plus rentable que la tranche médiocre pour les deux premiers quartiles de taille (2,62% contre 2,45% et 2,01% contre 1,47%). L'effet s'inverse lorsque l'analyse est portée dans les deux plus grands quartiles de taille. Les titres de qualité médiocre surperforment ceux de bonne qualité dans le troisième quartile de taille (1,54% contre 1,42%) et dans le quatrième (0,66% contre 0,53%). Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz et Pedersen (2018) [29] et Asness, Frazzini et Pedersen (2019) [30] attestent pourtant que les titres de qualité médiocre ont, en moyenne, de faibles capitalisations et sont donc moins rentables ce qui va à l'encontre de l'effet taille. Ces effets qui s'entrecroisent et se compensent partiellement montrent que l'effet taille est marqué au sein des petites capitalisations, ce qui rejoint les conclusions de Horowitz, Loughran, et Savin (2000) [409], Crain (2011) [180] et Bryan (2014) [115] qui avancent que l'effet existe seulement parmi les plus petites sociétés. L'effet qualité est, par contre, visible au sein des grandes capitalisations, mais ne s'inscrit pas dans le sens escompté par Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz et Pedersen (2018) [29] et Asness, Frazzini et Pedersen (2019)

[30]. Les justifications avancées par les auteurs peuvent donc être corroborées dans le cadre de l'univers des sociétés à petites capitalisations, mais l'effet reste moins marqué que l'effet taille en matière de régularité. L'étude de la volatilité est également riche en enseignements. Les titres de grandes capitalisations dont la qualité est médiocre sont plus risqués en matière d'écart-type : 8,76% contre 5,77% pour les grandes capitalisations à qualité élevée. Cette observation est diamétralement opposée à celle que nous pouvons faire au sein du premier quartile de taille où les titres de qualité produisent une volatilité mensuelle moyenne de 6,04% contre 5,86% pour les titres de qualité médiocre. Ces résultats rendent la lecture des ratios de Sharpe délicate, car les effets s'inversent entre les populations de taille, et l'ajustement à la baisse des numérateurs est contrebalancé par l'ajustement à la hausse des dénominateurs entraînant une stabilité relative des ratios de Sharpe.

Contrairement à la littérature rapportant un effet janvier, dans lequel l'effet taille est expliqué par les premiers jours du mois de janvier, nous observons grâce au tableau 3.23, que la rentabilité mensuelle moyenne la plus élevée de l'année est celle du mois de février. Il semble qu'un schéma des rentabilités puisse être observé lorsque les panels sont analysés par tranche de taille (quartile 1 à 4). La figure 3.5 montre qu'en moyenne, les rentabilités ont tendance à augmenter subitement entre le mois de janvier et le mois de février, puis diminuent lentement jusqu'au mois d'août. Les rentabilités moyennes du premier quartile de taille *i.e.* les petites capitalisations stagnent alors que les trois autres quartiles, tous panels confondus, poursuivent leurs baisses jusqu'au mois d'octobre. Un rebond est marqué entre octobre et novembre, puis une phase de stagnation s'observe à nouveau entre le mois de novembre et le mois de décembre.

3.3.2 Analyse des statistiques descriptives des vecteurs de rentabilités mensuelles des facteurs explicatifs français

Le tableau 3.8 présente les statistiques descriptives des variables indépendantes utilisées dans les modèles empiriques en présence entre janvier 1990 et juin 2016. Les facteurs explicatifs recensés dans cette étude comprennent la prime de risque du marché français ($r_M - r_f$), la prime de risque liée à l'effet taille (*SMB*), la prime de substance (*HML*),

celle de l'effet de rentabilité opérationnelle (RMW), celle associée à l'effet d'investissement (AMC) qui est ici inversée par rapport aux marchés américains (CMA) et enfin celle de l'effet qualité (QMJ). Les taux de rentabilité moyens, calculés sur fréquence mensuelle, sont de $\mu_{r_M-r_f} = 0,83\%$, $\mu_{smb} = 1,09\%$, $\mu_{hml} = 0,09\%$, $\mu_{rmw} = 0,45\%$, $\mu_{amc} = 0,19\%$, et $\mu_{qmj} = 0,33\%$. Leurs écarts-types mensuels notés σ sont de $\sigma_{r_M-r_f} = 5,12\%$, $\sigma_{smb} = 4,29\%$, $\sigma_{hml} = 4,45\%$, $\sigma_{rmw} = 3,78\%$, $\sigma_{amc} = 3,82\%$ et $\sigma_{qmj} = 2,69\%$. Leurs ratios de Sharpe sont de $Sh_{r_M-r_f} = 0,16$, $Sh_{smb} = 0,25$, $Sh_{hml} = 0,02$, $Sh_{rmw} = 0,12$, $Sh_{amc} = 0,05$ et $Sh_{qmj} = 0,12$. Sans surprise vis-à-vis de nos observations présentées au sujet des variables dépendantes, le facteur taille (SMB) sur le marché français a un ratio de Sharpe supérieur aux autres facteurs empiriques. Sa rentabilité moyenne est la plus élevée de toute (1,09%), avec une volatilité de 4,29%. Ce facteur, à l'instar des variables dépendantes du panel A à D, témoigne de l'effet taille remarquable sur la période étudiée. SMB pour *small-minus-big* apparaît pertinent compte tenu des différentiels de rentabilités entre les portefeuilles comprenant les petites et les grandes capitalisations. Molay (2001) [546] atteste que le portefeuille SMB domine significativement le portefeuille de marché sur le marché français entre 1988 et 1998. Il enregistre une rentabilité annuelle du portefeuille de marché français de 7,54% (contre 10,4% sur la période 1990-2016) et une rentabilité de 6,06% pour le facteur SMB (contre 13,9% dans notre cas). Le facteur HML mesuré par Molay (2001) [546] est toutefois bien supérieur au nôtre avec une rentabilité annuelle de 4,44% contre 1,10%. Lajili (2003) [471] enregistre, quant à elle sur la période 1976-2001, $\mu_{r_M-r_f} = 14,49\%$, $\mu_{smb} = 7,31\%$, $\mu_{hml} = 9,25\%$.

La prime de risque du marché est corrélée négativement avec le facteur taille ($\rho_{r_M-r_f,smb} = -0,62$). Ce résultat s'inscrit à l'opposé des résultats obtenus sur les marchés américains. En effet, Fama et French (1993) [261] observent une corrélation de 0,32 avec SMB et -0,38 entre $r_M - r_f$ et HML . Le signe négatif de la corrélation entre $r_M - r_f$ et SMB semble être une spécificité française. En effet, Molay (2001) [546] et Lajili (2003) [471] enregistrent, tous deux, -0,12. Nasreddine et Lajili Jarjir (2017) [555] observent une corrélation de -0,18 sur la période 1981-2013 et une corrélation entre $r_M - r_f$ et HML de -0,24 contre -0,07 dans notre cas. Nous justifions cette corrélation par son mécanisme de construction. La

prime de risque du marché est un portefeuille long (acheteur) et pondéré par capitalisation, sur l'ensemble du portefeuille alors que le facteur SMB est court (vendeur) sur les titres dont les capitalisations boursières sont les plus élevées. À quelques détails près, il s'agit de deux stratégies contraires expliquant *de facto* la corrélation négative. Cela étant, cette explication interroge sur le signe positif de la corrélation entre SMB et la prime de risque du marché dans le cadre des marchés américains. Cela peut s'expliquer par une hétérogénéité méthodologique non reproductible en France. Fama et French, dans leurs travaux, utilisent les trois marchés américains AMEX, NYSE et NASDAQ. Ces derniers sont bien différents en matière de taille (somme des capitalisations), et c'est la raison pour laquelle les auteurs ne raisonnent pas avec un marché global, qui consisterait à les additionner puis à trier les titres ensuite, mais à les traiter indépendamment. La considération pour le portefeuille « *big* » ou « *small* » s'effectue grâce à la médiane de chaque marché (soit trois médianes différentes en tout) en 1993 [261]. Fama et French (2015) [281] utilisent, en revanche, la seule médiane du marché de New-York (NYSE) pour la classification de taille pour les trois marchés américains (p.4). Les résultats sur un même marché montrent des différences notables au cours du temps. Ici, la différence méthodologique de Fama et French entre 1993 et 2015 ajoute une variance méthodologique supplémentaire. Il est possible qu'une société donnée, considérée comme grande capitalisation selon la médiane du NYSE, puisse être classée comme petite selon la médiane de l'AMEX ou du NASDAQ. Les auteurs observent en 2015 [281] une corrélation entre $r_M - r_f$ et SMB de 0,28 et de -0,30 avec HML (p.7). Nous posons l'hypothèse que cette différence de corrélation entre les études américaines et françaises est d'origine structurelle et que les différentes méthodologies *ad-hoc* à chaque marché rendent caduques les comparaisons directes sur ces indicateurs. Ajoutons également que Reinganum (1990) [605] observait un niveau de rentabilité moyen, contrôlé de l'effet taille, plus élevé pour les actions cotées sur le marché de New-York (NYSE) que pour celles du NASDAQ. Fama, French, Booth et Siquefield (1993) [289] justifiaient par ailleurs cet écart entre les deux marchés en montrant, à l'aide du modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) [261], que les actions cotées sur le NYSE sont plus sensibles au facteur de substance (HML). Ces différences structurelles rendent les comparaisons « marché à

marché » difficilement interprétables. Bien que ce résultat sur le marché français puisse apparaître comme une spécificité au regard des résultats sur les marchés américains, Lajili Jarjir, Nasreddine et Desban (2019) [474] observent que la corrélation entre le facteur taille et la prime de marché pour le marché européen est également négative sur la période 2002-2015 (-0,10). Ce résultat fut observé sur des vecteurs téléchargés à partir de la base de données de Ken French.

Un des messages de Fama et French (2015) [281] est que le facteur HML est redondant lorsqu'il est utilisé dans un modèle multifactoriel comprenant le facteur RMW (*robust minus weak operating profitability*). Les deux facteurs entretiennent, en effet, une corrélation élevée (0,63). Notons que la méthodologie pour construire les facteurs a une influence importante. La corrélation susvisée provient d'une construction issue d'un classement quadruple ($2 \times 2 \times 2 \times 2$). Lorsque les facteurs sont construits via un classement 2×3 et 2×2 , les corrélations s'effondrent et atteignent respectivement 0,08 et 0,04. Ainsi, les arguments mobilisés par les auteurs pour justifier les corrélations des primes de risque dans le cas américain ne permettent pas, en France, de formaliser une réflexion à iso-périmètre. Cela étant, il est important d'ajouter que nos observations, quant aux signes négatifs sur le marché français, peuvent être justifiées par les résultats des régressions en coupe transversale de Fama et French (1992) [260] lorsque ces derniers testaient empiriquement la procédure de Fama et MacBeth (1973) [295]. Pour rappel, les auteurs montrèrent en 1992 que la relation entre rentabilité et taille ainsi que la relation rentabilité et effet de substance à l'aide du ratio B/M étaient toutes deux négatives. Les portefeuilles construits pour approximer les stratégies visant à être régressées sont pondérés par capitalisation et ont donc une forte propension à covarier positivement avec le portefeuille de marché. Le parallèle qui est alors proposé pour justifier le sens de la relation rentabilité-taille et de la rentabilité-B/M avec les corrélations entre $r_M - r_f$ et SMB, d'une part, et $r_M - r_f$ et HML, d'autre part, semble pertinent. Si l'interrogation de la redondance de HML en France ne semble pas se poser au regard des résultats préliminaires, il apparaît tout à fait légitime de se poser la question pour le facteur SMB.

À l'instar de nos premières observations relatives à l'effet *value* au sein des variables

dépendantes, le facteur explicatif qui l'approxime (HML) ne propose pas une rentabilité moyenne très convaincante (0,09%) malgré une volatilité supérieure à celle du facteur SMB. L'effet *value*, bien que discret, apparaît tout de même positif sur la période. Le facteur explicatif concernant l'effet de rentabilité opérationnelle (RMW) produit une rentabilité moyenne plus élevée que HML (0,45% contre 0,09%) et un écart-type inférieur (3,78%) menant inéluctablement à un ratio de Sharpe supérieur ($Sh_{RMW} = 0,12$ contre $Sh_{hml} = 0,02$).

Le facteur de qualité (QMJ) a une rentabilité mensuelle moyenne sensiblement plus faible que RMW (0,33% contre 0,45%), mais a l'écart-type le plus faible de tous les facteurs (2,69%). QMJ enregistre donc annuellement une rentabilité sur la période 1990-2016 de 4,16% contre 5,5% sur les marchés américains sur 1957-2012 pour Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz et Pedersen (2018) [29]. Notons que les corrélations existantes dans le couple QMJ-SMB et QMJ- $r_M - r_f$ sont élevées sur les marchés américains avec respectivement -0,48 et -0,54. La corrélation entre QMJ et HML demeure, en revanche, faible avec seulement 0,06. Ces niveaux de corrélations sont différents avec les ordres de grandeurs français avec $\rho_{qmj,r_M-r_f} = -0,08$, $\rho_{qmj,smb} = 0,00$ et $\rho_{qmj,hml} = 0,24$. Asness, Frazzini et Pedersen (2019) [30] ne fournissent pas de détail supplémentaire sur le marché français ce qui nous prive de bases comparables. Le facteur QMJ enregistre un ratio de Sharpe similaire à HML ($Sh_{hml} = 0,02$) le plaçant en troisième position des facteurs explicatifs selon les niveaux du ratio. Comme annoncé plus tôt, le facteur de qualité entretient une corrélation nulle (Pearson) ou très sensiblement négative (Spearman) avec le facteur taille (SMB). Cette observation s'explique par l'inversion des schémas de rentabilité que nous observions dans la population des petites capitalisations où les titres de bonne qualité surperformaient les titres de qualité médiocre. Ce schéma est contrebalancé par la population de titres à plus grandes capitalisations où les *big-junk stocks* ont, en moyenne, une rentabilité supérieure. Si l'effet taille est, d'une part, régulier et visible sans exception au sein de toutes les compositions de portefeuilles, l'effet de qualité est dual, d'autre part. Ce phénomène explique en partie pourquoi la corrélation entre SMB et QMJ est faible. En effet, le facteur SMB mise sur le différentiel de rentabilité issu de l'effet taille, or, ce découpage

produit une compensation totale de l'effet qualité et le décorrèle de SMB. Dans le cadre de l'étude de Asness, Frazzini et Pedersen (2019) [30], la relation qu'ils calculent entre les facteurs SMB et QMJ en France sur la période 1995-2012 à l'aide du modèle à quatre facteurs de Carhart (1997) [129] produit un coefficient de sensibilité de $s_i^{smb} = -0,04$ où $QMJ_t = \alpha_t^{qmj} + \beta_t^{qmj}(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i^{qmj}(SMB_t) + h_i^{qmj}(HML_t) + w_i^{qmj}(WML_t) + \epsilon_t^{qmj}$. Ce coefficient de sensibilité est de -0,38 pour les marchés américains et de -0,33 pour l'échantillon global. Au regard de l'hypothèse de concentration actionnariale avancée par Franks et Mayer (1997) [317] concernant les marchés français et allemands, nous observons que l'Allemagne montre une sensibilité légèrement plus forte (-0,11), mais demeure bien plus proche du cas français. Les pays européens observent en effet une certaine similitude avec des niveaux de sensibilité faibles, mais toujours négatifs (Espagne et Portugal : -0,08), à l'exception de l'Irlande (0,04).

Le facteur d'investissement montre une spécificité par rapport aux marchés américains. Les travaux sur les marchés d'outre-atlantique montrent que les portefeuilles qui intègrent les titres les plus agressifs, c'est-à-dire les sociétés dont la variation annuelle du total actif est la plus élevée, sont moins rentables en moyenne. À partir de cette observation, Fama et French (2015) [281] construisent un facteur CMA pour *conservative-minus-aggressive* dans la mesure où les titres les plus conservateurs sont plus rentables en moyenne. Nos observations sur le marché français nous montrent que les sociétés de l'Hexagone produisent un effet d'investissement dans le sens inverse. Face à cette spécificité, nous avons opté pour la construction du facteur AMC contre CMA. Le facteur produit une rentabilité moyenne de 0,19% associée à une volatilité de 3,82%. Le facteur CMA a un ratio de Sharpe des plus faibles (0,05). Plusieurs travaux fournissent des résultats équivalents aux nôtres au regard de l'effet d'investissement bien que ces derniers ne portent pas sur le marché français (Easton et Harris 1991 [211], Ali et Zarowin, 1992 [9], Easton, Harris et Ohlson 1992 [212], Ohlson et Juettner-Nauroth, 2005 [572], Balachandran et Mohanram, 2012 [41]). Notons enfin que Fama et French (2017) [284] avancent que l'effet d'investissement, tel qu'ils l'approximent, est redondant et faiblement explicatif sur le marché européen ainsi que sur le marché nippon. « *Factor spanning tests say that all five factors have unique*

information about NA [North America] average returns for 1990–2015, but the investment factor, CMA, is redundant for Europe and Japan » (p.457). La critique sur le facteur d'investissement ne s'étend pas seulement au proxy retenu, l'effet est remis en cause de manière plus large. Whahal (2019) [678] montre en effet que CMA est peu satisfaisant dans les modèles d'évaluation d'actifs, qu'il soit mesuré par la variation annuelle du total actif ou comme la variation annuelle des capitaux propres. Cela étant, si les marchés français et américains sont structurellement différents, les comparatifs entre les facteurs européens et ceux d'outre-atlantique demeurent intéressants. En effet, la prime de risque du marché américaine et européenne sur la période 1990-2015 est de 0,80 (Fama et French, 2017 [284], p.444). Les autres facteurs de risque entretiennent de moindres corrélations, mais justifient tout de même les comparatifs marché à marché ($\rho_{r_M-r_f;hml} = 0,61$; $\rho_{r_M-r_f;cma} = 0,57$; $\rho_{r_M-r_f;smb} = 0,32$; $\rho_{r_M-r_f;rmw} = 0,21$).

3.3.3 Expliquer un facteur explicatif donné par les autres facteurs explicatifs

Nous procédons dans cette section à l'examen des facteurs explicatifs à l'aide de combinaisons de facteurs visant à les expliquer un à un. Fama et French (2015) [281], ont partiellement rejeté leur facteur HML approximant l'effet de substance sous prétexte que ce dernier demeurerait fortement corrélé avec le facteur RMW, proxy de l'effet de rentabilité opérationnelle. La justification avancée s'appuie sur la redondance du facteur lorsqu'il est utilisé en présence de RMW. Rappelons que le facteur de rentabilité opérationnelle demeure pour Novy-Marx (2013) [563] une autre dimension de l'effet *value* qui lui est intimement lié. Dans le cas français, le facteur HML est maintenu dans la mesure où ce dernier entretient une faible corrélation avec les facteurs explicatifs. Toutefois, le facteur SMB interroge pour les mêmes raisons qu'outre-atlantique. Dans un premier temps, nous expliquons le vecteur de rentabilités mensuelles de HML où $HML_t = \alpha^{hml} + \beta^{hml}(r_{M,t} - r_{f,t}) + s^{hml}(SMB_t) + r^{hml}(RMW_t) + c^{hml}(AMC) + \epsilon_t^{hml}$. Le coefficient de détermination ajusté au nombre de facteurs s'élève, pour les marchés américains, à 0,51 (Fama et French, 2015 [281], p.11) contre 0,16 en France. Leur facteur SMB est

expliqué, en revanche, à seulement 0,17 alors qu'il produit un R^2 ajusté de 0,45 ici. Afin d'optimiser la lecture des combinaisons de facteurs, le tableau 3.24 présente les résultats obtenus. Premièrement, le risque systématique du marché (table 3.24, colonne 4) est expliqué par les facteurs : taille, value, rentabilité opérationnelle et investissement tel que : $r_{M,t} - r_{f,t} = \alpha^{rM-rf} + s^{rM-rf}(SMB_t) + h^{rM-rf}(HML_t) + r^{rM-rf}(RMW_t) + c^{rM-rf}(AMC_t) + \epsilon_t^{rM-rf}$. Le coefficient de la constante notée α^{rM-rf} est de 0,017 dans le cas français avec un t de Student de 8,5 contre 0,8 ($t = -0,47$) dans le cas américain sur la période allant de juin 1963 à décembre 2014. Le coefficient de détermination ajusté est bien plus élevé en France (42,46% contre 23,03%). La majeure partie de la variance de $r_{M,t} - r_{f,t}$ est absorbée par le facteur SMB (-0.776***, $t = -14,37$) puis par le facteur AMC (0,238***, $t = 3,84$). Le coefficient de sensibilité SMB ne saura s'apprécier sans analyser la forte corrélation négative existante entre la prime de risque du marché et la prime de taille ($\rho_{r_M-r_f; smb} = -0,62$). Cette corrélation apparaît cohérente dans le cas français. Le processus d'explication d'un facteur par les autres porte ensuite sur la variable explicative HML (tableau 3.24, colonne 6). Le modèle prend la forme suivante : $HML_t = \alpha^{hml} + \beta^{hml}(r_{M,t} - r_{f,t}) + s^{hml}(SMB_t) + r^{hml}(RMW_t) + c^{hml}(AMC) + \epsilon_t^{hml}$. La constante α^{hml} est de 0,004 avec un t de 1,33 contre -0,04 ($t = -0,47$) pour les marchés américains. Le facteur explicatif principal de cette régression est le facteur de rentabilité opérationnelle RMW ($r^{hml} = -0.350***$, $t = -5.64$) et AMC ($a^{hml} = -0.293***$, $t = 4.57$) dans une seconde mesure. Ces résultats préliminaires sont cohérents avec les explications fournies par Novy-Marx (2013) [563]. L'effet de rentabilité opérationnelle est une stratégie d'investissement visant à acheter, non pas des actifs sous-évalués comme l'effet *value*, mais des actifs productifs en vendant à découvert des actifs non productifs. Les deux effets demeurent par voie de conséquence très liés économiquement. Ce lien explique sans doute pourquoi le facteur RMW est le principal facteur explicatif de la régression cherchant à expliquer les rentabilités de HML. Deuxièmement, les deux coefficients de sensibilité relatifs aux facteurs RMW et AMC indiquent que les sociétés ayant les ratios *book-to-market* les plus élevés sont plutôt *conservatives* (*i.e.* faible taux de variation du total actif) et globalement faiblement rentables opérationnellement. La prime de risque du marché joue

le rôle principal dans l'explication de HML, ce qui n'est pas étonnant dans la mesure où nous avons observé que HML, expliquait de façon significative les rentabilités du facteur $r_M - r_f$.

Le facteur qualité (QMJ) demeure faiblement corrélé avec les autres facteurs. Nous n'obtenons jamais plus qu'un R^2 ajusté de 0,07 lorsque QMJ est expliqué par les autres facteurs. Les résultats sont présentés au cas par cas dans le tableau 3.24, colonnes 9, 10, 11, 12, 13 et 19. QMJ montre une sensibilité positive avec la prime de risque de marché lorsque SMB est ôté du modèle, mais le coefficient demeure toutefois non significatif. Le facteur apparaît autrement négativement corrélé avec le marché. Sa sensibilité la plus forte est celle qu'il entretient avec le facteur HML ($h^{qmj} = 0.20^{***}$). Ce résultat peut être partiellement interprété comme une relation entre les titres de substance et les titres de qualité. Si la littérature suppose que les titres de substance produisent une rentabilité anormale potentiellement interprétée comme une prime de détresse, elle peut être également interprétée sous l'angle d'un effet de qualité. Bouchaud, Ciliberti, Landier, Simon et Thesmar (2016) [93] avancent que les sociétés choisissent entre des projets sûrs et faiblement rentables, et des projets plus risqués et plus rentables. Les firmes qui optent pour des projets risqués exercent en moyenne des activités dans des segments d'activité plus rentables et plus risqués. Ces sociétés constituent, selon les auteurs, des titres de qualité dont les rentabilités peuvent être associées à un effet de détresse financière si leurs ratios B/M est élevé. Une proximité entre les facteurs QMJ et HML est donc envisageable, mais interroge sur une possible redondance des facteurs qui peuvent apparaître comme deux proxies distincts, mais indirects d'un même effet. Ceci expliquerait leur relation et justifierait économiquement que le coefficient de détermination soit nul lorsque HML est ôté de la régression expliquant les rentabilités du vecteur QMJ où $QMJ_t = \alpha^{qmj} + \beta^{qmj}(r_{M,t} - r_{f,t}) + s^{qmj}(SMB_t) + r^{qmj}(RMW_t) + c^{qmj}(AMC) + \epsilon_t^{qmj}$. Bien que la conjecture relative à la redondance entre HML et QMJ demeure plausible, elle est fragilisée par la corrélation de seulement 0,24. Le tableau 3.24 expose l'ensemble des facteurs explicatifs où chacun est expliqué par une combinaison d'autres facteurs. Le tableau montre, dans l'ensemble, une absence de multicollinéarité avec des résultats au test

VIF (*Variance Inflation Factor*) où $VIF_k = \frac{1}{1-R_k^2}$ avec R_k^2 , le coefficient de détermination d'une régression où le facteur k est expliqué par n autres facteurs explicatifs. Ici, aucune combinaison de facteurs ne produit de résultat au test VIF supérieur à 1,9. Les niveaux du test observés nous poussent à conclure à l'absence de multicolinéarité entre nos variables explicatives.

Dans la régression de Asness, Frazzini et Perdersen (2019) [30] où le facteur QMJ est expliqué comme suit : $QMJ_t = \alpha^{qmj} + \beta^{qmj}(r_{M,t} - r_{f,t}) + s^{qmj}(SMB_t) + h^{qmj}(HML_t) + w^{qmj}(WML_t) + \epsilon_t^{qmj}$, le R^2 ajusté est de 0,57 pour les marchés américains entre 1956 et 2012 et 0,60 sur la période 1986-2012 pour leur échantillon global. Le facteur WML pour *winners minus losers* correspond à l'effet momentum. Ce dernier n'a pas été construit dans le cas français, car trop peu de titres français voyaient de manière successive douze mois avec des rentabilités positives ou douze mois de rentabilités négatives successives. Les portefeuilles qui comprenaient, d'une part, des « *winners* », et, d'autre part, les « *losers* », ne détenaient pour certains mois aucun titre. Cette observation nous conduit à ne pas construire le facteur qui n'aurait pas pu refléter pleinement la dynamique d'un effet d'inertie décrite par Carhart (1997) [129]. À la place de ce facteur, nous proposons d'estimer le facteur QMJ par le modèle à cinq facteurs de Fama et French (2015) [281], (2017) [284], (2018a) [285], (2018c) [286], (2018d) [287], (2019) [288]. Lorsque le facteur QMJ français est expliqué comme suit : $QMJ_t = \alpha^{qmj} + \beta^{qmj}(r_{M,t} - r_{f,t}) + s^{qmj}(SMB_t) + h^{qmj}(HML_t) + w^{qmj}(RMW_t) + a^{qmj}(AMC_t) + \epsilon_t^{qmj}$, le R^2 est de seulement 0,07 avec une valeur au test VIF de 1,08.

L'effet taille est ensuite expliqué par le modèle suivant : $SMB_t = \alpha^{smb} + \beta^{smb}(r_{M,t} - r_{f,t}) + h^{smb}(HML_t) + r^{smb}(RMW_t) + a^{smb}(AMC) + \epsilon_t^{smb}$. Les résultats sont consultables grâce au tableau 3.24, 5^{eme} colonne. La constante α^{smb} est de 0,014 et est significative ($t = 7$) contre 0,39 ($t = 3, 23$) sur les marchés américains. SMB est principalement expliqué par $r_M - r_f$ avec un coefficient de sensibilité $\beta^{smb} = -0.518^{***}$, puis deuxièmement expliqué par le facteur d'investissement inversé ($a^{smb} = 0.305^{***}$). Le facteur RMW joue un rôle marginal dans l'explication de SMB. Le coefficient de sensibilité français est faible ($r^{smb} = 0.029$) et non significatif ($t = 0.56$) contrairement aux marchés américains

($r^{smb} = -0.48^{***}$, $t = 8.43$). Fama et French (2015) [281] rejettent le facteur HML pour un niveau de corrélation dont l'ordre de grandeur est similaire à celui que nous observons entre SMB et $r_M - r_f$. La question est de savoir si, à l'instar des auteurs, SMB dans le cas français devrait être ôté ou non du modèle. Le marché français présente une relation négative très nette entre les tailles des firmes et leurs rentabilités boursières. Les portefeuilles produits en vue d'être régressés comme variables dépendantes montrent que, malgré l'indiscutable significativité du facteur $r_M - r_f$, les modèles pour lesquels le facteur SMB est relâché produisent un pouvoir explicatif très en dessous de ceux qui l'intègrent. Dans un cas plus général où nous cherchons à expliquer SMB par deux facteurs exogènes respectivement notés : f_1 et f_2 tel que $SMB_t = \alpha^{smb} + \lambda_1^{smb} f_{1,t} + \lambda_2^{smb} f_{2,t} + \epsilon_t^{smb}$, la version orthogonale k de SMB (SMB_{vk}^\perp) est égale à $SMB_{vk,t}^\perp = SMB_t - \lambda_1^{smb} f_{1,t} + \lambda_2^{smb} f_{2,t}$ ce qui revient à écrire que $SMB_{vk,t}^\perp = \alpha^{smb} + \epsilon_t^{smb}$. Ce facteur alternatif peut être ainsi introduit dans un modèle visant à expliquer l'excès de rentabilité de l'actif i , où les coefficients de sensibilité sont notés comme suit : $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \gamma_1 f_{1,t} + \gamma_2 f_{2,t} + \gamma_3 f_{3,t} + \epsilon_{i,t}$. Supposons dès lors que le 3^{eme} facteur soit SMB *i.e.* $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \gamma_1 f_{1,t} + \gamma_2 f_{2,t} + \gamma_{smb} SMB_t + \epsilon_{i,t}$. La question est de connaître l'impact lié à la substitution d'une variable par sa version orthogonalisée issue d'une régression, où cette dernière est expliquée par les autres facteurs explicatifs.

$$\begin{aligned}
 r_{i,t} - r_{f,t} &= \alpha_i + \gamma_1 f_{1,t} + \gamma_2 f_{2,t} + \gamma_{smb} SMB_t + \epsilon_{i,t} \\
 &= \alpha_i + [\gamma_1 + \gamma_{smb} \lambda_1^{smb}] f_{1,t} + [\gamma_2 + \gamma_{smb} \lambda_2^{smb}] f_{2,t} + \gamma_{smb} [SMB_t - \lambda_1^{smb} f_{1,t} + \lambda_2^{smb} f_{2,t}] + \epsilon_{i,t} \\
 &= \alpha_i + [\gamma_1 + \gamma_{smb} \lambda_1^{smb}] f_{1,t} + [\gamma_2 + \gamma_{smb} \lambda_2^{smb}] f_{2,t} + \gamma_{smb} [\alpha^{smb} + \epsilon_t^{smb}] + \epsilon_{i,t} \\
 &= \alpha_i + [\gamma_1 + \gamma_{smb} \lambda_1^{smb}] f_{1,t} + [\gamma_2 + \gamma_{smb} \lambda_2^{smb}] f_{2,t} + \gamma_{smb} [SMB_{vk,t}^\perp] + \epsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

Les coefficients de corrélation de Pearson et de Spearman entre la prime de risque du marché et celle associée à l'effet taille sont respectivement de -0,62 et de -0,61. Dans le cas où f_1 correspond à $r_M - r_f$, f_2 à HML et f_3 à SMB *i.e.* le modèle de Fama et French (1993) [261] à trois facteurs, le coefficient de sensibilité de $r_M - r_f$ quand SMB est expliqué est de $\lambda^{smb} = -0.518^{***}$ (table 3.24, colonne 5). Lorsque l'on substitue SMB par

sa version orthogonalisée notée $SMB_{vk,t}^\perp$, le coefficient de sensibilité de $r_M - r_f$ est modifié et devient $\beta_1 = \gamma_1 + \gamma_{smb}\lambda_1^{smb}$. Notons qu'il réagit négativement en fonction de $\gamma_1^{smb} > 0$. Le nouveau β du marché peut croître, si et seulement si la pente associée au facteur SMB est préalablement négative (γ^{smb}). C'est par exemple le cas pour les portefeuilles qui comprennent de grandes capitalisations. L'augmentation de leurs β est ainsi conditionnée par leurs relations négatives avec SMB (λ^{smb}). En effet, leurs nouveaux β sont égaux à : $\beta_1 = [\gamma_1 + (-\gamma_{smb}) \times (-\lambda_1^{smb})]$. La procédure d'orthogonalisation modifie les coefficients de sensibilité à l'exception de ceux de SMB. Ni les résidus ni les constantes des régressions ne sont affectés. Plusieurs orthogonalisations sont réalisées sur le facteur taille, mais seules quatre versions sont présentées. Chacune est respectivement notée : SMB_{v1}^\perp , SMB_{v2}^\perp , SMB_{v3}^\perp et SMB_{v4}^\perp .

$$SMB_{vi}^\perp = SMB_t - [\lambda_1^{smb} f_{1,t} + \lambda_2^{smb} f_{2,t} + \dots + \lambda_k^{smb} f_{k,t}] \quad (3.3.3.1)$$

$$SMB_{vi}^\perp = SMB_t - \sum_{i=1}^k \lambda_i^{smb} f_{i,t} \quad (i = 1, \dots, k) \quad (3.3.3.2)$$

$$SMB_{v1}^\perp = SMB_t - [\lambda_1^{smb}(r_{M,t} - r_{f,t}) + \lambda_2^{smb}(HML_t)] \quad (3.3.3.3)$$

$$SMB_{v2}^\perp = SMB_t - [\lambda_1^{smb}(r_{M,t} - r_{f,t}) + \lambda_2^{smb}(HML_t) + \lambda_3^{smb}(RMW_t) + \lambda_4^{smb}(AMC_t)] \quad (3.3.3.4)$$

$$SMB_{v3}^\perp = SMB_t - [\lambda_1^{smb}(r_{M,t} - r_{f,t}) + \lambda_2^{smb}(HML_t) + \lambda_3^{smb}(AMC_t) + \lambda_4^{smb}(QMJ_t)] \quad (3.3.3.5)$$

$$SMB_{v4}^\perp = SMB_t - [\lambda_1^{smb}(r_{M,t} - r_{f,t}) + \lambda_2^{smb}(RMW_t) + \lambda_3^{smb}(AMC_t) + \lambda_4^{smb}(QMJ_t)] \quad (3.3.3.6)$$

Les versions orthogonalisées de SMB se substituent au facteur de taille initial en fonction des autres facteurs explicatifs en présence. La corrélation entre la prime de risque du marché et les facteurs de taille alternatifs chute à zéro. Le facteur original SMB et ses versions orthogonalisées demeurent toutefois fortement corrélés ($\rho_{smb;smb_{v1}^\perp} = 0,78$, $\rho_{smb;smb_{v2}^\perp} = 0,94$, $\rho_{smb;smb_{v3}^\perp} = 0,73$, $\rho_{smb;smb_{v4}^\perp} = 0,73$). Les corrélations qu'entretiennent les facteurs SMB orthogonalisés avec le facteur d'investissement inversé (AMC) apparaissent hétérogènes. AMC est positivement corrélé avec le SMB standard (0,26) ainsi qu'avec les deux premières versions ($\rho_{amc;smb_{v1}^\perp} = 0,12$ et $\rho_{amc;smb_{v2}^\perp} = 0,28$). Elle devient négative pour les deux dernières versions : $\rho_{amc;smb_{v3}^\perp} = -0,16$ et $\rho_{amc;smb_{v4}^\perp} = -0,16$ où $SMB_{v3}^\perp =$

$$SMB_t - [\lambda_1^{smb}(r_{M,t} - r_{f,t}) + \lambda_2^{smb}(HML_t) + \lambda_3^{smb}(AMC_t) + \lambda_4^{smb}(QMJ_t)] \text{ et } SMB_{v4}^\perp = SMB_t - [\lambda_1^{smb}(r_{M,t} - r_{f,t}) + \lambda_2^{smb}(RMW_t) + \lambda_3^{smb}(AMC_t) + \lambda_4^{smb}(QMJ_t)].$$

Ces versions orthogonalisées produisent une rentabilité moyenne sur la période de $\mu_{smb_{v1}^\perp} = 1,53\%$, $\mu_{smb_{v2}^\perp} = 0,93\%$, $\mu_{smb_{v3}^\perp} = 1,48\%$ et $\mu_{smb_{v4}^\perp} = 1,47\%$. Leurs volatilités mensuelles sont de $\sigma_{smb_{v1}^\perp} = 3,35\%$, $\sigma_{smb_{v2}^\perp} = 6,13\%$, $\sigma_{smb_{v3}^\perp} = 3,15\%$ et $\sigma_{smb_{v4}^\perp} = 3,15\%$.

3.4 Les résultats des régressions en séries chronologiques par panel pour chaque modèle : le cas français, janvier 1990 à juin 2016

3.4.1 Les résultats des régressions en séries chronologiques par le MÉDAF *ex post*

Cette section se propose d'analyser les résultats des régressions chronologiques menées sur le marché français. Ces régressions portent sur les quatre panels (A à D). Plusieurs modèles sont proposés sous forme de combinaisons de facteurs explicatifs. Cette section montre si les surperformances des stratégies observées, lors de l'analyse des statistiques descriptives, produisent des rentabilités dont des portions sont inexplicables par le modèle de référence. Les modèles proposés seront ainsi hiérarchisés selon leurs capacités à réduire le nombre de stratégies ayant des constantes significativement différentes de zéro.

Pour simplifier la compréhension des résultats selon un critère donné, nous parlerons de « tranche de portefeuilles ». Une tranche correspond à un quartile d'un critère sans croisement avec un critère second. La première tranche de taille correspond à tous les portefeuilles du premier quartile de taille, tous panels confondus.

Le tableau 3.9 présente les résultats des 64 régressions réalisées avec le modèle du MÉDAF. Ce dernier est ainsi utilisé pour chacun des quatre panels qui contiennent 16 stratégies basées sur un croisement par quartile de deux critères ($4 \times 4 \times 4 = 64$). La première observation est sans appel et met en lumière un nombre élevé de stratégies produisant des anomalies de marché (52 stratégies sur les 64 plus exactement avec un seuil

de confiance de 10% et 48 sur 64 avec un seuil à 1%).

Les $\beta^{r_M-r_f}$ sont tous significatifs à un seuil de 1%. Les coefficients de sensibilité pour la prime de risque du proxy du portefeuille de marché sont plus élevés pour les portefeuilles comprenant des titres de grandes capitalisations. En effet, le $\beta^{r_M-r_f}$ moyen pour la tranche des portefeuilles de grandes capitalisations est de 0,99 alors qu'il est de 0,44 pour la tranche des petites capitalisations. La tranche de portefeuilles à ratio B/M élevé (les quatre portefeuilles de substance) a un $\beta^{r_M-r_f}$ moins élevé que la tranche des titres de croissance avec 0,64 contre 0,77.

Ces résultats apparaissent surprenants au regard de la théorie financière qui stipule que les petites capitalisations ainsi que les titres de substances à fort ratio B/M sont plus risqués. Sachant que les investisseurs ne raisonnent pas à partir du risque total d'un actif, mais à partir du risque non-diversifiable, il convient de noter que le marché français, au travers de ces quatre panels, produit une distorsion ou un désaccord entre la théorie et la mesure. Bien que les résultats le suggèrent, il ne convient pas d'affirmer que ces portefeuilles sont moins risqués. En effet, l'étude des coefficients de détermination est riche d'enseignement et montre que le pouvoir explicatif du MÉDAF est faible pour les petites capitalisations, ce qui interroge sur la validité et les interprétations des coefficients de sensibilité. Le modèle de référence produit des anomalies de marché dans plus de 80% des cas, ce qui nous pousse à affirmer que l'application du MÉDAF *ex post*, sur le marché français, est un échec.

Cet échec ne s'applique néanmoins pas à tous les portefeuilles. La tranche des portefeuilles qui intègrent les plus grandes capitalisations ne souffre pas des mêmes maux. Seules 1/4 des stratégies de la tranche (les *big stocks*) produisent des anomalies de marché à un seuil de confiance de 10%. Tous les $\beta^{r_M-r_f}$ des 64 stratégies sont significatifs à un seuil de confiance de 1%. Les $\beta^{r_M-r_f}$ des portefeuilles comprenant de grandes capitalisations sont plus élevés que les $\beta^{r_M-r_f}$ des portefeuilles de petites sociétés. Ces résultats s'expliquent empiriquement par les faibles covariances qu'entretiennent les variables dépendantes avec le proxy du portefeuille de marché. En effet, le $\beta^{r_M-r_f}$ correspond au rapport entre la covariance des rentabilités de l'actif i et celles du portefeuille de marché, rapportée sur

la variance du marché. Le $\beta^{r_M-r_f}$ est donc seulement influencé par le niveau de covariance puisque la variance du marché est similaire pour toutes les estimations. Le proxy du portefeuille de marché retenu est un portefeuille pondéré par capitalisation de tout l'échantillon français. Cela implique que les grandes capitalisations sont plus représentées, car leurs capitalisations sont plus élevées dans l'indice. Il apparaît donc cohérent de s'attendre à ce que le portefeuille de marché ne soit pas efficace pour capter les variances de variables qui sont sous-représentées en son sein. Cette explication justifie pourquoi les $\beta^{r_M-r_f}$ des petites capitalisations sont faibles. À l'instar de Fama et French (1993) [261], les portefeuilles extrêmes, qui intègrent les plus grandes capitalisations et celles dont les ratios B/M sont les plus élevés, contiennent moins de titres. Cela s'explique par le fait que les titres de substance sont, en moyenne, de petites capitalisations en situation de vulnérabilité financière. Empiriquement, les titres compris dans les portefeuilles extrêmes sont marqués par une forme de spécificité et sont peu nombreux. Leur faible nombre génère mécaniquement une faible représentation dans l'indice de marché ce qui conduit à observer une faible covariance. Cette faible covariance sanctionne donc à la baisse le $\beta^{r_M-r_f}$ et participe à créer ce que Fama et French (2015) [281] appellent des portefeuilles létaux pour les modèles d'évaluation d'actifs. Cette limite s'inscrit tout à fait dans la critique de Roll (1977) [617] sur le choix du proxy du portefeuille de marché. Le MÉDAF devient, par voie de conséquence, un instrument faible et non efficace lorsqu'il est utilisé à destination de portefeuilles regroupant de petites sociétés. L'effet taille est, selon nos résultats, corroboré sur le marché français. L'effet de substance est, en revanche, bien moins prononcé.

Les résultats des régressions, dans le panel A, montrent que sur la tranche des petites capitalisations (premier quartile de taille), le portefeuille dont le ratio B/M est élevé a un $\beta^{r_M-r_f}$ de 0,32 contre 0,58 pour le portefeuille comprenant les « *small-low-B/M stocks* ». L'effet B/M est diffus. Sur la tranche des plus grandes capitalisations, le portefeuille avec un ratio B/M élevé a un $\beta^{r_M-r_f}$ de 1,27 contre 1,06 pour le portefeuille de croissance.

Le panel B, qui présente le croisement indépendant entre la taille et la rentabilité opérationnelle, montre un schéma similaire au panel A. Les sociétés « petites-robustes » ont un $\beta^{r_M-r_f}$ également plus élevé que les « petites-faibles » (0,6 contre 0,4) alors que les

« grandes-robustes » présentent un $\beta^{r_M-r_f}$ de 0,82 contre 1,26 pour les « grandes-faibles ». Cette observation pour les portefeuilles comprenant les plus grandes sociétés (quatrième quartile de taille) suggère que celles dont le ratio de rentabilité opérationnelle est faible sont plus risquées.

Le panel C comprend seize stratégies issues du croisement indépendant entre la taille et le degré d'investissement (variation annuelle du total actif). Dans la tranche des titres dont les capitalisations sont les plus faibles, les portefeuilles les plus agressifs ont, en moyenne, un $\beta^{r_M-r_f}$ plus élevé que les portefeuilles plus conservateurs (0,61 contre 0,41). Ceci n'est, toutefois, pas généralisable à tous les quartiles de taille. Les sensibilités à la prime de risque du marché sont inférieures pour les titres agressifs dans la tranche des grandes capitalisations (0,86 contre 1,17). Fama et French (2017) [284] arrivent à des conclusions similaires aux nôtres. Les auteurs avancent « *In sorts on investment, average returns for small stocks of the three regions [Asie Pacifique, Europe et Japon] are substantially lower for the highest Inv portfolios. This drop in average returns for high Inv portfolios is less consistent for big stocks and, except for NA, there is no other systematic Inv pattern in average returns for small or big stocks. In short, the role of the investment factor of the five-factor model may largely be to absorb the low average returns of high investment small stocks* » (p.457).

La taille des sociétés dans les portefeuilles français joue un rôle central sur les anomalies de marché. Les effets associés au ratio B/M, au ratio de rentabilité opérationnelle ou au ratio d'investissement sont très sensibles selon la taille des firmes.

Dans le cadre du dernier panel D, les titres sont classés indépendamment selon les critères taille et qualité. Le portefeuille de « *big-high-quality stocks* » a un β de 0,99 contre 1,21 pour celui de qualité médiocre. Ce différentiel est inverse lorsque l'on porte notre attention sur la tranche des petites capitalisations. Le portefeuille de bonne qualité a un β de 0,36 contre 0,39 pour celui de mauvaise qualité. L'effet qualité, à l'instar des trois autres effets, montre une sensibilité à la taille.

La synthèse de nos premières observations est la suivante : le recours au modèle du MÉDAF pour tenter d'expliquer les rentabilités des 64 stratégies d'investissement (16)

est, sur le plan empirique, un échec. Le modèle ne parvient pas à expliquer la totalité des rentabilités dans plus de 80% des cas (52/64). Ces résultats s'inscrivent dans ceux des marchés américains malgré certaines spécificités attribuables au marché français. L'assertion que ces dernières revêtent un risque supérieur s'explique par une vulnérabilité plus forte aux évènements inattendus. Ces sociétés sont fragilisées par leurs faibles liens avec les systèmes de financements bancaires et pâtissent de maigres ressources techniques (Graham et Dodd, 1934 [355]). Cela conduit à justifier économiquement que le coût du capital d'une société est une fonction décroissante de sa taille, en conséquence de quoi, il est attendu que la rentabilité d'une firme de capitalisation modeste soit supérieure à celle d'une grande firme en compensation du risque supplémentaire. L'observation de $\beta^{r_M-r_f}$ inférieurs pour le premier quartile de taille indique que le MÉDAF produit un désaccord entre la théorie et la mesure empirique. Bien que ces résultats apparaissent surprenants au regard de la théorie, ils s'inscrivent tout à fait avec ce qu'avancent Frazzini et Pedersen (2014) [319]. En effet, les deux auteurs documentent la littérature en indiquant qu'il existe une relation négative entre les $\beta^{r_M-r_f}$ des titres et leurs rentabilités. Au même titre que l'effet taille avec le facteur SMB, ces derniers construisent le facteur de risque BAB pour *betting against beta*. Il apparaît toutefois que la relation entre les $\beta^{r_M-r_f}$ et les rentabilités, en France, est intimement liée à l'effet taille. À l'instar de Fama et French (2015) [281] qui parlent de portefeuilles létaux pour les modèles, les sociétés dont les capitalisations s'inscrivent dans les trois premiers déciles de taille apparaissent effectivement comme tel au regard des performances du MÉDAF.

3.4.2 Les résultats des régressions en séries chronologiques à l'aide de modèles *ad-hoc* français

Nous observons que la valeur moyenne du $\beta^{r_M-r_f}$ tend vers 1 lorsque d'autres facteurs de risque sont ajoutés, à l'exception des cas où les variables explicatives intégrées sont préalablement orthogonalisées. Le $\beta^{r_M-r_f}$ moyen est de 0,64, tous panels confondus, avec le MÉDAF, et atteint 0,94 (tableau 3.10) lorsque la prime de risque du marché est utilisée dans le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) [261] et 0,95 (tableau 3.11)

pour le modèle à cinq facteurs de Fama et French (2015) [281], (2017) [284], (2018a) [285], (2018c) [286], (2018d) [287], (2019) [288].

Le nombre de constantes significativement différentes de zéro, à un seuil de confiance de 10%, passe de 52 sur 64 (16×4) pour le MÉDAF à 28 pour le modèle à trois facteurs de Fama et French et 20 lorsque le modèle est augmenté à cinq facteurs. Parmi les combinaisons de facteurs testées, deux sont retenues. Chacune intègre le facteur qualité (QMJ) de Asness, Frazzini et Perderson (2019) [30] et le substitue, pour la première combinaison, au facteur de rentabilité opérationnelle puis le substitue au facteur de substance pour la seconde. Ces deux modèles alternatifs à cinq facteurs, intègrent un facteur taille orthogonalisé⁴⁹ :

1. $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_{v3,t}^\perp) + h_i(HML_t) + a_i(AMC_t) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}$;
2. $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_{v4,t}^\perp) + w_i(RMW_t) + a_i(AMC_t) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}$.

Les deux modèles opposent le facteur HML au facteur RMW. Bien entendu, cette opposition fait écho à l'interprétation de Novy-Marx (2013) [563] quant à l'effet de rentabilité brute qui est, selon lui, une autre dimension de l'effet de substance. Cette opposition testée résulte également de la critique formulée par Fama et French (2015) [281] sur la redondance du facteur HML dans le cas des marchés américains. Ajoutons que la corrélation que les variables entretiennent est de $\rho_{hml,rmw} = 0,30$ justifiant cette interrogation. À cela, notons que la problématique de multicolinéarité est écartée à la vue des résultats du test VIF. En effet, lorsque HML est expliqué comme suit : $HML_t = \alpha^{hml} + \beta^{hml}(r_{M,t} - r_{f,t}) + s^{hml}(SMB_t) + w^{hml}(RMW_t) + c^{hml}(AMC_t) + q^{hml}(QMJ_t) + \epsilon_t^{hml}$, le R^2 ajusté est de 0,23 assorti d'une statistique VIF de 1,28.

Le premier modèle où $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_{v3,t}^\perp) + h_i(HML_t) + a_i(AMC_t) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}$ laisse 22 constantes significativement différentes de zéro pour un seuil de confiance de 10% contre 24 pour le second modèle qui intègre RMW à la place de HML. Bien que le modèle standard de Fama et French à cinq facteurs apparaisse satisfaisant par rapport à leur modèle à trois facteurs, ce dernier produit, en

49.

— $SMB_{v3}^\perp = SMB_t - [\lambda_1^{smb}(r_{M,t} - r_{f,t}) + \lambda_2^{smb}(HML_t) + \lambda_3^{smb}(AMC_t) + \lambda_4^{smb}(QMJ_t)]$;
 — $SMB_{v4}^\perp = SMB_t - [\lambda_1^{smb}(r_{M,t} - r_{f,t}) + \lambda_2^{smb}(RMW_t) + \lambda_3^{smb}(AMC_t) + \lambda_4^{smb}(QMJ_t)]$.

moyenne, des coefficients de détermination plus faibles. Les modèles intégrant des variables orthogonalisées produisent des R^2 identiques, car la procédure n'affecte pas les résidus. Ces variables orthogonalisées affectent, néanmoins, les coefficients de sensibilité des autres facteurs de risque.

Contrairement aux résultats observables sur les marchés américains issus des travaux de Fama et French (2015) [281], les portefeuilles composés de titres dont les capitalisations sont petites et dont le degré d'investissement est fort (*small-aggressive stocks*) ne produisent pas de constantes négatives sur le marché français. Les coefficients de sensibilité de la prime de risque HML (h_i^{hml}) sont en moyenne plus élevés et se montrent également plus significatifs que pour les coefficients de sensibilité de la prime de risque de la rentabilité opérationnelle, RMW. Le gain de significativité constitue un argument, cependant plus solide que la hausse de sensibilité, car le facteur RMW produit une performance boursière plus élevée, ce qui implique que les coefficients de sensibilité de HML doivent être plus élevés pour compenser sa moindre amplitude de rentabilités. Si Fama et French (2015) [281] proposent l'abandon de HML pour motif de redondance, nous proposons plutôt d'abandonner le facteur RMW dans le cas français. Deux raisons sont invoquées. En 1. le facteur RMW est corrélé avec HML et ne montre pas véritablement de rôle moteur dans les régressions. Deuxièmement, ce facteur qui est censé être une autre dimension de l'effet *value* est également indirectement intégré dans l'effet qualité (QMJ). QMJ repose effectivement sur quatre piliers comprenant l'effet de rentabilité brute résultant de six paramètres.⁵⁰ En toute cohérence avec la littérature (Asness, Frazzini et Pedersen, 2019 [30] et Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz et Pedersen, 2018 [29]), l'utilisation du facteur QMJ qui permet de décrire l'effet qualité rend l'effet taille plus robuste, d'une part, et permet d'ôter un facteur accusé de produire des résultats proches de HML, d'autre part. Le choix de substituer RMW en intégrant QMJ à la place se justifie également par la très faible corrélation que le facteur qualité entretient avec tous les autres facteurs de risque.

50. 1. les bénéfices bruts [WC18198] sur le total actif [WC02501] : *gross profits over assets* (GPOA), 2. le taux de rentabilité financière : *return on equity* (ROE) [WC08301], 3. le taux de rentabilité des actifs : *return on assets* (ROA) [ROA], 4. le flux de trésorerie [WC05507] sur les actifs [WC02501] : *cash flow over assets* (CFOA), 5. le taux de marge brute : *gross margin* (GMAR) [WC08316] et 6. le rapport entre les amortissements [WC01151] additionnés des variations du besoin en fonds de roulement (BFR) [WC03151] sur le total actif [WC02501] : *low accruals* (ACC).

Le marché français montre que les portefeuilles du panel A, c'est-à-dire construits sur la base du croisement indépendant entre la taille et le ratio B/M, sont sensibles au facteur d'investissement AMC. Les marchés américains montraient des pentes très proches de zéro et plusieurs coefficients de sensibilité non significatifs pour ce panel. Dans le cadre de ce découpage, pour les titres de l'Hexagone, sur les 16 stratégies du panel, 14 des coefficients de sensibilité sont significatifs à un seuil de confiance de 10%. Les coefficients sont significatifs à 10% 51 fois sur 64 (tous panels confondus).

Les portefeuilles construits sur la base du ratio B/M ou du ratio de rentabilité opérationnelle (operating profitability, OP) montrent pour les deux catégories une sensibilité importante au facteur d'investissement AMC. Ces résultats demeurent toutefois propres aux régressions en séries chronologiques et méritent d'être également analysés en coupe transversale. Ceci étant, il semble qu'au stade de cette analyse, le facteur AMC justifie son recours par la magnitude de ses coefficients de sensibilité ainsi que par la significativité de ces derniers. Les portefeuilles situés sur la tranche des grandes capitalisations, *i.e.* le quatrième quartile de taille, montrent une sensibilité négative avec le facteur AMC. Fama et French (2015) [281], (2016b) [283], (2017) [284], (2018a) [285], (2018c) [286], (2018d) [287], (2019) [288] interprètent les signes des coefficients comme généralisateurs des effets. À l'instar des deux auteurs, nous pouvons interpréter ce résultat comme suit : les plus grandes sociétés françaises sont, en moyenne, plus conservatrices que les plus petites au regard du degré d'investissement. Cet argument est toutefois fragilisé par le tableau des statistiques descriptives (3.6) qui montrent que la capitalisation boursière moyenne des titres les plus agressifs est, en moyenne, plus élevée. Cela étant, il est possible que ces titres financent la variation positive de leurs actifs par le recours à l'endettement. En cela, les ratios de structure financière pourraient apporter une information supplémentaire. Or, cette dernière est intégrée dans un des quatre piliers (« *security* ») du facteur qualité (QMJ) et vient renforcer l'explication de l'effet taille. Nous optons pour une lecture similaire à celle de Fama et French (2017) [284] bien que ces derniers n'offrent, dans leurs derniers papiers,⁵¹ des justifications économiques véritablement solides pour soutenir ces facteurs

51. Fama et French (2015) [281], (2016b) [283], (2017) [284], 2018a [285], 2018c [286], 2018d [287], 2019 [288].

« *The variables used to construct HML, RMW, and CMA are correlated. High B/M value stocks, for example, tend to have low profitability and investment, and low B/M growth stocks, especially large low B/M stocks, tend to be profitable and invest aggressively* » (Fama et French, 2017 [284], p.443).

L'effet d'investissement approximé par le facteur (inversé) AMC produit des coefficients de sensibilité négatifs et significatifs pour les portefeuilles comprenant les titres de qualité médiocre et des sensibilités positives et également significatives pour les titres de bonne qualité dans le cadre du modèle à cinq facteurs de Fama et French (2015) [281] lorsque le facteur SMB est orthogonalisé. Par extension aux propos de Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz et Pedersen (2018) [29], il semble que les titres dont le degré d'investissement est élevé sont, en moyenne, des titres de bonne qualité. Notons que le facteur AMC est significatif pour un seuil de 10% pour les deux tranches de qualité (médiocre et bonne). Il est, selon les auteurs, raisonnable de conclure que l'effet d'investissement, au sens de Fama et French (2015) [281], c'est-à-dire opposé au nôtre (CMA contre AMC) navigue à contre-courant de l'effet qualité à l'instar de l'effet taille. Cela suscite une complexité supplémentaire, mais peut justifier pourquoi les portefeuilles américains de Fama et French (2015) [281] qui comprennent les titres de petites capitalisations et qui sont agressifs sur le plan de l'investissement sont de loin les plus difficiles à expliquer. « [The] *strong negative five-factor RMW and CMA slopes say that their stock returns behave like those of firms that invest a lot despite low profitability. The low average returns of these portfolios are lethal for the five-factor model* » (p.4). Les auteurs n'intègrent pas la dimension qualité, ce qui altère leur pouvoir explicatif. Ils ajoutent que les portefeuilles les moins rentables sur le plan comptable ont une sensibilité négative avec le facteur RMW, or, ce facteur, proxy de l'effet d'*operating profitability* est intégré dans le facteur QMJ qui est sans surprise, lui aussi, négativement covariant. Fama et French (2015) [281] ne parviennent potentiellement pas à expliquer les rentabilités de ces portefeuilles parce qu'ils omettent l'effet de qualité qui perturbe les anomalies-primés de marché en luttant à contre-courant. Cette explication est de surcroît confortée par les signes négatifs des sensibilités que les portefeuilles de bonne qualité ont avec le facteur HML, sachant que ce dernier covarie positivement avec

RMW. À l'inverse, les portefeuilles de qualité médiocre covarient positivement avec HML ce qui conforte la suggestion de Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz et Pedersen (2018) [29] que les titres de qualité opèrent, en moyenne, sur des segments d'activité risqués, mais rentables à l'instar des titres de substance.

Ajoutons que dans le cadre du modèle à cinq facteurs original de Fama et French (2015) [281] où le facteur *investment* demeure inversé (AMC), le panel qualité montre à nouveau l'impact de l'effet taille sur les coefficients de sensibilité. Les deux premiers quartiles de taille montrent une sensibilité négative au facteur AMC pour les titres de bonne qualité et une relation positive pour ceux de qualité médiocre. Ces relations s'inversent pour les deux quartiles de taille supérieure. Les portefeuilles de bonne qualité covarient positivement avec AMC alors que les « *junky portfolios* » covarient négativement. L'intégration du facteur QMJ dans le modèle rend la lecture des coefficients plus simple, car l'effet qui lutte à contre-courant de l'effet taille est dorénavant contrôlé. Les titres les plus agressifs sont des titres de qualité, ce qui est cohérent avec la construction du facteur QMJ qui intègre plusieurs paramètres proches de cet effet. Nos résultats apportent plusieurs éclairages à la littérature. Le sens de la prime de risque CMA pour *conservative minus aggressive* de Fama et French est discutable dans un cadre de Markowitz. Comment justifier que les titres les plus conservateurs soient plus risqués que ceux qui investissent dans leurs actifs de façon importante? À cette question, nous apportons une réponse directe. Les titres les plus conservateurs sont, en moyenne, des titres de mauvaise qualité dont les activités sont peu risquées et peu rentables. Ces derniers sont également faiblement rentables sur le plan opérationnel, et les investisseurs tendent à les vendre à découvert pour acheter des titres dont les actifs sont plus productifs (effet de *gross profitability*). Cette population de titres subit une forme d'arbitrage, ce qui explique qu'ils soient délaissés par le marché. Ce désintérêt est également corroboré par l'amplitude bien plus élevée à être sensible avec le facteur de substance HML.

Asness, Frazzini et Pedersen (2019) [30] estiment sur la période 1956 à 2012 la rentabilité d'un portefeuille de petites capitalisations américaines (panel A) et un portefeuille de grandes capitalisations (panel B). Ils montrent, avec le modèle à quatre facteurs de

Carhart (1997) [129] intégrant le facteur momentum que, parmi 24 pays, seulement 6 pays montrent une constante positive et significative. Ces 6 pays sont respectivement la Suisse ($\alpha = 0,72\%$), la France ($\alpha = 0,59\%$), Hong Kong ($\alpha = 1,20\%$), Israël ($\alpha = 0,98\%$), l'Italie ($\alpha = 0,61\%$) et enfin, les États-Unis ($\alpha = 0,61\%$). Fait étonnant, les auteurs montrent une difficulté supérieure à expliquer les plus grandes capitalisations (18 pays sur 24 ont des constantes significativement différentes de zéro avec le modèle de Carhart⁵²). Ces observations confirment, par ailleurs, la particularité du marché français et la complexité à expliquer les rentabilités de ses actions.

Les deux modèles alternatifs proposés⁵³ conduisent dans les deux cas à une faible réduction (à la troisième décimale) des constantes des régressions au sein des quatre panels par rapport au modèle à cinq facteurs de Fama et French (FF5F). Le nombre de constantes significatives à un seuil de confiance de 10% sur les 64 stratégies réunies dans les panels A à D est le plus faible pour le FF5F avec 20 ordonnées à l'origine, dont les t sont supérieurs ou égales à 1,64. Le FF3F laisse 28 stratégies pour lesquelles des portions de rentabilité restent inexpliquées. Le premier modèle alternatif qui ajoute QMJ au détriment de HML produit 22 constantes, et le second, qui conserve RMW, 24. Néanmoins, les moyennes des portions inexpliquées de ces deux modèles alternatifs sont moindres que celles du FF3F ou du FF5F.

La phase des régressions en séries chronologiques montre que, à l'instar de Fama et French (2015) [281], les portefeuilles dits « létaux » sont ceux qui intègrent le premier quartile de taille *i.e.* les plus petites capitalisations de l'échantillon. Bien que le facteur SMB soit, dans le cas présent, incontournable, il n'est pas suffisant pour capter les portions non expliquées des portefeuilles sur la tranche des « *small stocks* ». Les recommandations de Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz et Pedersen (2018) [29] sur l'effet qualité relativement à l'effet taille semblent toutefois valides. Les auteurs suggèrent que le recours au facteur QMJ

52. Dans le cadre du portefeuille comprenant les plus grandes capitalisations (panel B) des auteurs, la constante α , pour le marché français, issue du modèle de Carhart produit est significativement différente de zéro et s'élève à 0,46%.

53.

$$\begin{aligned} - & r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_{v3,t}^\perp) + h_i(HML_t) + a_i(AMC_t) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}; \\ - & r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_{v4,t}^\perp) + w_i(RMW_t) + a_i(AMC_t) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}. \end{aligned}$$

permet de « ressusciter » l'effet taille. Cette résurrection n'est pas à comprendre comme une capacité explicative supérieure des modèles sur la tranche des petites capitalisations, mais comme une capacité à renforcer le facteur SMB en augmentant, en moyenne, la sensibilité des stratégies au proxy de l'effet taille.

3.4.3 Le pouvoir explicatif des modèles français mesuré par le coefficient de détermination : janvier 1990 à juin 2016

Le pouvoir explicatif des modèles est mesuré à l'aide du coefficient de détermination sanctionné du nombre de facteurs explicatifs. L'ajustement de ce facteur permet ainsi de pouvoir comparer les pouvoirs explicatifs de deux modèles dont le nombre de variables indépendantes varie. Ces résultats sont consultables dans le tableau 3.15. Chacune des 16 stratégies pour chacun des quatre panels enregistre un R^2 ajusté par modèle. Le modèle du MÉDAF ne parvient pas à expliquer la tranche de portefeuilles comprenant les plus petites capitalisations (le premier quartile de taille toute anomalie-prime de risque confondue) avec un coefficient ajusté moyen de 0,15. Le modèle mono-facteur démontre, néanmoins, un pouvoir explicatif moyen satisfaisant pour le quatrième quartile de taille de 0,66. Les titres les plus difficiles à expliquer sur le marché français sont les mêmes que ceux des marchés américains en concentrant les populations de titres de petites capitalisations et dont les ratios comptables avec lesquels ils sont croisés sont les plus extrêmes. Les *small-high B/M stocks* sont expliqués en France avec un coefficient de détermination ajusté de 0,08. Le panel B montre que le portefeuille *small-weak* est moins expliqué par le MÉDAF que le portefeuille *small-robust* (0,08 contre 0,18). Le MÉDAF, contrairement aux autres panels, réussit mieux pour le panel C malgré des résultats faibles. Le portefeuille *small-aggressive* est expliqué avec un coefficient de 0,19 contre 0,17 pour le portefeuille *small-conservative*. Le panel D croisant taille et qualité démontre également les faiblesses empiriques du MÉDAF. Le portefeuille *small-junk* offre un R^2 ajusté de 0,11 contre 0,09 pour le portefeuille *small-quality*. Nos résultats concernant les pouvoirs explicatifs ne sont pas comparables à ceux de Asness, Frazzini et Pedersen (2019) [30], car les auteurs découpent leur échantillon par décile de qualité sans les croiser avec la dimension de taille.

Nos découpages permettent ainsi de mesurer si les effets luttent à contre-courant comme le suggèrent les auteurs.

L'ajout des facteurs taille et substance au MÉDAF conduisant au modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) [261] (FF3F) accroît de manière importante le pouvoir explicatif à destination du marché français. Le R^2 ajusté moyen passe ainsi de 0,15 à 0,37 pour la tranche des petites capitalisations et de 0,66 à 0,70. Les *small-high B/M stocks* sont expliqués à concurrence de 0,32 contre 0,48 pour les *small-low B/M*. Le panel B montre que le portefeuille *small-weak* demeure moins bien expliqué que le portefeuille *small-robust* (0,30 contre 0,50). Dans le cadre du panel D, le portefeuille *small-aggressive* est expliqué avec un coefficient de 0,37 contre 0,42 pour le portefeuille *small-conservative*. Dans le panel D, le portefeuille *small-junk* offre un R^2 ajusté de 0,36 contre 0,31 pour le portefeuille *small-quality*.

Le modèle de Fama et French à cinq facteurs (2015) [281] (FF5F) offre également des améliorations. Le modèle intègre le facteur inversé d'investissement et le facteur de rentabilité opérationnelle. Le pouvoir explicatif pour la tranche des plus petites capitalisations s'élève à 0,38, soit un point supplémentaire avec le modèle à trois facteurs. La tranche des grandes capitalisations offre un R^2 ajusté moyen de 0,70. Au vu de ces résultats, il est probable que, d'un point de vue économétrique, l'apport marginal du modèle à cinq facteurs puisse être jugé insuffisant au regard des deux nouveaux facteurs de risque qu'il admet. Un modèle alternatif à cinq facteurs intégrant les primes de risque : $r_M - r_f$, SMB, HML, AMC et QMJ apporte quelques améliorations, mais demeure inscrit dans un ordre de grandeur très proche que le FF5F. Bien que le R^2 ajusté moyen demeure de 0,38 pour la tranche des petites capitalisations et de 0,74 pour la tranche des plus grandes. En moyenne, toute stratégie confondue, le R^2 moyen du MÉDAF est de 0,39 contre 0,56 pour le FF3F, 0,58 pour le FF5F et le modèle alternatif à cinq facteurs. La synthèse de ces résultats conduit à montrer que le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) [261] produit un rapport explication sur nombre de facteurs le plus intéressant. Néanmoins, ce dernier souffre d'un faible niveau de précision et ne parvient pas à réduire les portions de rentabilité non expliquées par le MÉDAF à tel point qu'elles deviennent

non significativement différentes de zéro.

3.4.4 Le facteur qualité : un outil de résurrection de l'effet taille ou un paramètre structurellement corrélé sans relation de causalité ?

Le message de Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz et Pedersen (2018) [29] et Asness, Frazzini et Pedersen (2019) [30] concernant leur facteur qualité (QMJ) est que ce dernier permet de ressusciter l'effet taille. Les auteurs allèguent que l'ajout de QMJ dans les régressions en séries chronologiques corrige le facteur taille et le rend plus robuste au regard des sept grandes critiques faites à son endroit. Le facteur QMJ est construit sur la base de quatre composantes : rentabilité, croissance, sécurité et rémunération.

Asness, Frazzini et Pedersen (2019) [30] observent que leur facteur de risque entretient une corrélation forte avec la dimension de la « rentabilité opérationnelle » (0,82) ainsi qu'avec la dimension de la « sécurité » (0,88). Les explications de Novy-Marx (2013) [563] ainsi que celles de Fama et French (2015) [281] montrent d'une manière théorique, pour le premier auteur, et d'une manière mécanique pour les seconds, que les titres dont la rentabilité opérationnelle est élevée ont en moyenne une rentabilité plus élevée. En dépit des tests VIF sur la multicollinéarité, le facteur QMJ interroge lorsqu'il est utilisé avec le facteur RMW. Ce dernier s'est montré peu efficace lors des régressions en séries chronologiques. Pourtant, les variables dépendantes mettent en lumière un schéma de rentabilité dans lequel, les titres ayant, en moyenne, un ratio de rentabilité opérationnelle élevée, enregistrent des rentabilités supérieures. La dimension « croissance » suit une procédure de construction similaire à celle de la « rentabilité opérationnelle ». Elle diffère néanmoins sur le plan méthodologique. Cette dimension est construite à partir des mêmes ratios, mais subit un retard de trois ans au niveau des dénominateurs. La corrélation entre la dimension « croissance » et le facteur QMJ diminue fortement et tombe à 0,28. Le facteur QMJ intègre en troisième place, la dimension « sécurité » opérationnalisée selon les critères suivants :

- BAB pour *Betting Against Beta* (Frazzini et Pedersen, 2014 [319]),

- la volatilité idiosyncratique (IVOL),
- le taux d'endettement (LEV),
- la volatilité du ratio ROE (return on equity) mesuré par l'écart-type du ratio sur une fenêtre temporelle de cinq ans (EVOL).

La « sécurité » apparaît toutefois comme une stratégie globale regroupant plusieurs sous-stratégies produisant, habituellement, des rentabilités anormales. En effet, le facteur BAB, sur le marché français, est un proxy direct de l'effet taille lorsque l'on regarde les résultats des régressions en séries chronologiques avec le MÉDAF (tableau 3.9). L'effet taille est important sur le marché français et nos résultats montrent que les plus petites capitalisations ont, en moyenne, des $\beta^{r_M-r_f}$ plus faibles que les grandes capitalisations. Miser sur une stratégie *long-short* sur la base des $\beta^{r_M-r_f}$ *i.e.* une stratégie BAB pour *Betting Against Beta* (Frazzini et Pedersen, 2014 [319]) conduit à obtenir un facteur explicatif proche de SMB, or ce dernier enregistre une performance très marquée. La volatilité idiosyncratique correspond à l'écart-type des résidus des titres individuels sur une fenêtre de trois ans. Nous montrons que le MÉDAF est, dans une acception économétrique, un modèle mal spécifié lorsqu'il est utilisé pour expliquer la rentabilité des plus petites capitalisations. Desban et Lajili Jarjir (2019) [200] indiquent que sur la période de crise financière *post-2008*, sur le marché français, le MÉDAF produit des estimations dont les résidus sont autocorrélés selon le test du Durbin Watson. Les auteurs concluent que le facteur unique du MÉDAF est insuffisant pour expliquer correctement la rentabilité de titres individuels. Les petites capitalisations constituent les titres individuels les plus difficiles à expliquer et impliquent que les σ_ϵ ont une propension supérieure à être élevés, ce qui rejoint la première critique formulée à l'endroit du facteur BAB. La volatilité du ratio ROE est le troisième critère de la dimension de la « sécurité ». Il est possible d'assortir à ce critère une justification économique à l'aide des travaux de Wruck (1990) [685]. L'auteur atteste qu'en périodes de contractions économiques, les difficultés sont d'autant plus fortes pour les firmes dont la gestion n'est pas optimale. Wruck (1990) [685] avance que les sociétés dont la gestion est satisfaisante, mais qui rencontrent des difficultés ont une propension moindre à réagir que les firmes ayant une gestion discutable et peu efficace.

Whitaker (1999) [683] soutient l'hypothèse formulée par Jensen (1989) [438] en observant que les sociétés ayant connu des difficultés financières (avec des ratios B/M élevés) ont bénéficié d'actions correctives qui se révélèrent subséquemment positives à court terme au regard de leurs secteurs. Si l'on en croit la littérature, il apparaît raisonnable d'attendre que le critère de variance du ratio de ROE approxime ces changements de régimes dans la gestion des firmes. Cette variance peut être également analysée dans le cadre de la théorie de l'agence de Jensen et Meckling (1976) [439]. Jensen (1989) [438] stipule aussi que la pression subie par les dirigeants lors de phases de contractions économiques conduit les firmes à produire, à court terme, des performances boursières positives. Le facteur QMJ intègre également la dimension « *payout* » avec qui il entretient une corrélation élevée (0,69). Ce facteur permet de faire un tri et d'être acheteur de titres dont le ratio *dividend yield* est élevé. La justification économique avancée est qu'une société de qualité enregistre en moyenne une rentabilité plus élevée, car cette dernière opère sur des segments d'activité plus risqués. Ajoutons également que la dimension sécurité comprend le critère du levier financier à partir du niveau d'endettement que Bhandari (1988) [77] expose. Les autres composantes comme l'émission d'actions peuvent être analysées selon la théorie du financement hiérarchique (« *pecking order theory* ») de Myers (1984) [554]. L'auteur avance que les firmes hiérarchisent les choix des sources de financement. Elles privilégient, en premier lieu, l'autofinancement et adaptent leurs objectifs de paiement de dividendes en fonction de leurs opportunités d'investissement (lien possible entre le facteur AMC et la dynamique de l'effet du *dividend yield*). Si l'autofinancement n'est pas envisageable, la firme aura recours à un financement externe. Dans ce cadre-là, si elle choisit d'opter pour de l'endettement, elle choisira d'émettre de la dette peu risquée en conservant, autant que possible, des lignes de crédits disponibles. La société émettra de la dette en partant du moins risqué vers le plus risqué et si tout ce qui précède demeure insuffisant, elle aura, alors, recours à l'émission d'actions. Myers (1984) [554] suggère que le dirigeant opte pour un financement dicté par un ordre de priorité et que cet ordre dépend non seulement du moindre effort pour lui, mais aussi de la volonté de limiter les coûts d'intermédiation des opérations, sachant que l'émission d'actions constitue l'opération la plus onéreuse.

Cette justification économique suggère que les titres ayant recours à l'endettement ne présentent pas nécessairement le risque auquel Bhandari (1988) [77] fait référence. Les titres émettant régulièrement des actions peuvent, au sens de cet argument, apparaître plus risqués bien que la littérature suggère, avec Baker et Wrugler (2002) [40], que les dirigeants cherchent à émettre de nouvelles actions lorsque le coût du capital est le plus faible afin que l'émission se positionne dans une phase de surévaluation du titre. Il semble opportun de re-contextualiser le marché français selon les travaux de Francks et Mayer (1997) [317] qui avançaient que le marché français était unique au regard de sa concentration actionnariale. Les actionnaires positionnés dans des structures concentrées sont conscients que leurs décisions de vendre potentiellement leurs titres affecteront l'écosystème de la firme (Freeman, 1984 [320]). La théorie de l'enracinement de Shleifer et Vishny (1989) [646] apporte une compréhension dans la relation existante entre l'actionnaire et le dirigeant. Les auteurs suggèrent que plus le pourcentage d'actions détenues par les dirigeants est élevé, moins les autres actionnaires peuvent exercer de pression visant à l'obliger à gérer l'entreprise dans leur intérêt. Les dirigeants cherchent à s'ancrer dans la firme et, *de facto*, à réduire le pouvoir des mécanismes capables de les contrôler ou de les remplacer (Charreaux, 1997 [141]). Cette théorie ainsi que celle du financement hiérarchique de Myers (1984) [554] peuvent partiellement justifier pourquoi Fama et French (2001) [270] observent que le taux des sociétés américaines qui distribuent des dividendes en 1978 est de 65,5% et s'effondre à concurrence de 20,7% en 1998. Les dirigeants sont potentiellement parvenus à s'enraciner grâce des rémunérations sous forme de *stock-options*. Les titres recourant à l'émission d'actions procèdent ainsi par dépit, car les autres moyens de financement sont déjà utilisés. Ces différentes justifications conduisent à opter pour une certaine prudence quant à l'interprétation directe du facteur QMJ. Bien que ce dernier apparaisse justifiable sous quelques théories, il demeure un facteur agrégeant une multitude d'effets qui covarient positivement, le plus généralement avec la rentabilité des titres. Autrement dit, le facteur QMJ est mécaniquement pertinent pour produire une rentabilité anormale dans la mesure où ce dernier concentre, de près ou de loin, plusieurs anomalies-primas de risque.

3.4.5 L'application du test GRS à destination du marché français

Si le facteur QMJ apporte un vrai soutien au facteur taille SMB malgré leur corrélation nulle, il n'en reste pas moins que la production de stratégies très rentables joue un rôle important dans le mécanisme d'explication des rentabilités. En effet, le test de Gibbons, Ross et Shanken (1989) [344] revisité par Barillas et Shanken (2018) [54] constitue aujourd'hui un passage obligatoire pour la validation des modèles dans notre champ. Les auteurs montrent que le modèle retenu est celui qui minimise le terme $(\hat{\alpha}^\top \hat{\Sigma}_\epsilon^{-1} \hat{\alpha})$. Pour rappel, Barillas et Shanken (2018) [54] montrent que ce terme est, par construction, égal à la différence entre 1. le ratio de Sharpe au carré d'un portefeuille comprenant à la fois les variables à expliquer (Π_i) et les variables explicatives (f_i) et 2. le ratio de Sharpe au carré des variables explicatives seules (f_i).

$$Sh_{max}^2(\alpha_i) = \hat{\alpha}_i^\top \hat{\Sigma}_{\epsilon_i}^{-1} \hat{\alpha}_i = Sh_{max}^2(\Pi_i, f_i) - Sh_{max}^2(f_i) \quad (3.4.5.1)$$

Ainsi, plus un panier de facteurs donnés sera capable de produire un ratio de Sharpe important et plus le terme $Sh_{max}^2(\alpha_i)$ sera faible. Objectivement, le facteur QMJ répond à ce cahier des charges.

Cette section présente l'application empirique du test de Gibbons, Ross et Shanken (1989) [344] (GRS) revisité par Barillas et Shanken (2018) [54]. La statistique GRS permet de tester si une combinaison de facteurs explicatifs parvient à produire des estimations dont les ordonnées à l'origine sont conjointement non significativement différentes de zéro. Les statistiques issues du test se lisent grâce à une table de la loi de Fisher-Snedecor. Les résultats du test sont présentés dans le tableau 3.16 en fonction de la combinaison de facteurs testés. D'autres combinaisons furent testées et sont accessibles sur demande. Le tableau met en exergue les modèles ayant produit les meilleurs résultats.⁵⁴

54. Pour exécuter le test proposé par Gibbons, Ross et Shanken (1989) [344], il convient de définir les termes suivants : $r_t = (r_{1,t}, \dots, r_{N,t})^\top : N \times 1$ les vecteurs de rentabilités mensuelles des variables dépendantes. $f_t = (f_{1,t}, \dots, f_{K,t})^\top : K \times 1$ les vecteurs de rentabilités mensuelles des facteurs explicatifs où $t = 1, \dots, T$. Nous produisons les estimations suivantes : $r_t = \alpha + \beta f_t + \epsilon_t$ où $\epsilon_t = (\epsilon_{1,t}, \dots, \epsilon_{N,t})^\top \sim$ i.i.d $(0, \Sigma_\epsilon)$ est la matrice de variance-covariance des résidus $\Sigma_\epsilon : N \times N$. $\Omega_f : N \times N$ est la matrice de VCV des facteurs. Nous estimons respectivement : $\hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{\Omega}_f, \hat{\Sigma}_\epsilon$ et faisons l'hypothèse nulle selon laquelle

Bien que le travail de Fama et French (2017) [284] diffère des nôtres, il constitue celui le plus proche et nous permet d'établir un comparatif plutôt satisfaisant. Nous travaillons sur le marché français entre 1990 et 2016 contre 1990 à 2015 pour le marché européen dans leurs cas. Nous commenterons ainsi nos résultats en prenant soin d'observer les résultats que les auteurs américains obtiennent en Europe pour la même période. Leurs panels A à C reprennent les mêmes croisements de portefeuilles construits sur la taille et le ratio B/M (panel A), taille et ratio de rentabilité opérationnelle (panel B) et taille et degré d'investissement (panel C). La construction entre leurs portefeuilles et les nôtres diffère sur les points de découpage. Nous avons opté pour quatre quartiles contre cinq quintiles dans leur cas. Ce choix fut contraint par le nombre de titres sur le marché français. Un découpage de type $[5 \times 5]$ appauvrirait la diversification française de manière trop importante.

Les résultats du test GRS rejettent le MÉDAF pour les 3 panels avec respectivement $GRS_A=7,71$; $GRS_B=8,02$ et $GRS_C=8,03$ contre $GRS_A=2,53$; $GRS_B=5,19$ et $GRS_C=1,91$ (Fama et French, 2017 [284] p.451). La valeur critique (à ne pas dépasser) pour un seuil de confiance de 1% est d'environ 2,05. Contrairement aux trois premiers panels, le panel D n'a pas de comparatif. Les travaux de Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz et Pedersen (2018) [29] s'établissent sur plusieurs marchés, mais ne donnent pas de résultats pays par pays concernant ce test GRS. La statistique, dans le cas français, pour le panel D est $GRS_D=7,08$.

Les valeurs des statistiques GRS du modèle de Fama et French à trois facteurs (1993) [261] montrent une nette amélioration par rapport au MÉDAF. L'ajout des facteurs SMB et HML, en plus de la prime de risque du marché, conduit à des statistiques respectives de $GRS_A=3,34$; $GRS_B=3,51$ et $GRS_C=3,84$ contre $GRS_A=2,05$; $GRS_B=2,80$ et $GRS_C=1,03$ (Fama et French, 2017 [284]). La statistique française pour le panel D (taille et qualité) est de $GRS_D=2,81$. Si ces résultats sont sensiblement inférieurs à ceux de Fama et French

$\mathcal{H}_0 : \alpha = 0$ avec $\widehat{\mu}_f$ qui est le vecteur des moyennes de rentabilités des K variables explicatives.

$$GRS = \frac{T - N - K}{N} \times \left(1 + \widehat{\mu}_f^\top \widehat{\Omega}_f^{-1} \widehat{\mu}_f\right)^{-1} \times \left(\widehat{\alpha}^\top \widehat{\Sigma}_\epsilon^{-1} \widehat{\alpha}\right) \sim \mathcal{F}_{N, T-N-K} \quad (3.4.5.2)$$

(2017) [284], les auteurs (Fama et French, 2012 [280]) avancent que les modèles globaux enregistrent des performances moindres que les modèles régionaux. Cette conjecture est soutenue quelques années plus tard : « *Global three-factor and five-factor models perform poorly in tests on regional portfolios, so we concentrate on local models in which the factors and returns to be explained are from the same region* » (Fama et French, 2017 [284], p.457).

Le modèle de Fama et French à cinq facteurs (2015) [281], (2016b) [283], (2017) [284], (2018a) [285], (2018c) [286], (2018d) [287], (2019) [288] améliore sensiblement les résultats avec $GRS_A=3,13$; $GRS_B=3,35$ et $GRS_C=3,55$ contre $GRS_A=2,08$; $GRS_B=2,80$ et $GRS_C=1,02$. La statistique du panel D est de $GRS_D=2,86$ (Fama et French, 2017 [284]).

Contrairement au marché européen, le panel C français (taille et degré d'investissement) est celui qui pose le plus de difficultés aux modèles à facteurs. Ce panel valide, dans le cas européen, tous les modèles, y compris le MÉDAF. Ici, il participe activement à rejeter les modèles candidats.

Un premier modèle alternatif intégrant les primes de risque du marché ($r_M - r_f$), de taille (SMB), de substance (HML), d'investissement (AMC) et de qualité (QMJ) *i.e.* $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_{v4,t}^\perp) + h_i(HML_t) + a_i(AMC_t) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}$ est testé ainsi qu'un second à cinq facteurs également qui substitue HML par RMW *i.e.* $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_{v4,t}^\perp) + w_i(RMW_t) + a_i(AMC_t) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}$.

Le premier enregistre respectivement $GRS_A=3,19$; $GRS_B=3,14$ et $GRS_C=3,56$ et $GRS_D=2,54$. La seconde version enregistre respectivement $GRS_A=3,21$; $GRS_B=3,27$ et $GRS_C=3,49$ et $GRS_D=2,70$. Avec un seuil de confiance de 1%, chacun est rejeté. Néanmoins, ces résultats sont riches d'enseignements. Les modèles ôtant le facteur de taille sont rejetés dans des proportions, en moyenne, doubles. En ligne avec les résultats issus des régressions en séries chronologiques, le facteur QMJ semble renforcer le pouvoir explicatif du facteur taille. Les portefeuilles les plus difficiles à expliquer demeurent ceux qui comprennent les plus petites capitalisations, ce qui explique qu'en ôtant le premier quartile de taille, presque tous les modèles sont validés par le test. Molay (2001) [546] conclut au rejet du modèle de Fama et French (1993) [261] à trois facteurs par le test GRS sur le marché français entre 1988 et 1998 avec une statistique de 2,74 (p.126). Le

modèle du MÉDAF est, quant à lui, validé avec une statistique de 1,41 (p.124). Fama et French (1993) [261] indiquaient que les titres de substance sont majoritairement des petites capitalisations. C'est pour cette raison qu'une forme de flou s'est installée concernant les liens entre les titres de petites capitalisations et les titres de substance. De nombreuses études empiriques ont, en effet, cherché à associer l'effet de détresse financière à l'effet taille (Basu, 1983 [64], Chan, Chen et Hsieh, 1985 [134], Chan et Chen, 1991 [133]) ou à l'effet de substance (Jensen, 1989 [438], Wruck, 1990 [685], Fama et French, 1993 [261], 1995 [262]). Ces associations, d'un côté ou d'un autre, ont participé à discréditer en partie les facteurs empiriques à qui l'on pouvait affubler une justification économique identique à deux facteurs différents selon les auteurs.

3.5 Les résultats des régressions en coupe transversale

3.6 Les résultats des régressions par la procédure de Fama-MacBeth avec le MÉDAF

Les résultats empiriques de Fama et French (1992) [260], sur les marchés américains (NYSE, AMEX et NASDAQ) entre 1962 à 1989, qui s'appuient sur la procédure de Fama et MacBeth (1973) [295], remettent en cause la prime de risque du portefeuille de marché. Fama et French (1992) [260] montrent que les rentabilités des portefeuilles américains sont plus exposées aux risques de taille et de substance qu'ils ne le sont à la prime de risque du marché. C'est à partir de ces résultats que Fama et French (1993) [261] soumettent la première extension du MÉDAF.

Dans un modèle à k facteurs où $r_{i,t} - r_{f,t}$ est expliqué comme suit : $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i^1 f_{1,t} + \beta_i^2 f_{2,t} + \dots + \beta_i^k f_{k,t} + \epsilon_{i,t}$ où $r_{i,t}$ correspond à la rentabilité du titre i en t et $r_{f,t}$ est un taux sans risque qui évolue au cours du temps, on estime dans un premier temps les β^j ($j = 1, \dots, k$). Les estimations des coefficients de sensibilité (β_i^j) ne porteront pas sur l'intégralité de la période, mais sur une durée plus courte avec une fenêtre mobile. Dans

un second temps, les rentabilités de chaque stratégie en $t + 1$ seront régressées à l'aide des $\beta_{i,t}^j$ tels que $r_{i,t+1} = a_i + \lambda_i^1 \beta_{i,t}^1 + \lambda_i^2 \beta_{i,t}^2 + \dots + \lambda_i^k \beta_{i,t}^k + u_{i,t}$. En ligne avec Petersen (2009) [589], les estimations sont corrigées par la procédure de Newey-West et furent produites par la méthode des moments généralisée comme le recommande Cochrane, 2009 [159].

Les résultats de la procédure de Fama-MacBeth (1973) [295] sont présentés en deux parties dans les tableaux 3.17 et 3.18. Ces résultats indiquent que les deux premiers panels A et B ont une sensibilité négative avec la prime de risque du marché à concurrence de $\lambda^{\beta_A^{rM-rf}} = -0,020$ ($t(\lambda^{\beta_A^{rM-rf}}) = -3,56$) et $\lambda^{\beta_B^{rM-rf}} = -0,046$ ($t(\lambda^{\beta_B^{rM-rf}}) = -3,47$). Les deux derniers panels enregistrent, en revanche, des sensibilités positives et également significatives à un seuil de 1% avec respectivement $\lambda^{\beta_C^{rM-rf}} = 0,019$ ($t(\lambda^{\beta_C^{rM-rf}}) = 3,52$) et $\lambda^{\beta_D^{rM-rf}} = 0,026$ ($t(\lambda^{\beta_D^{rM-rf}}) = 4,05$). Les ordonnées à l'origine sont toutefois toutes significatives à 1% avec $a_A = -0,031$ ($t(a_A) = 6,51$); $a_B = -0,051$ ($t(a_B) = 6,42$); $a_C = -0,030$ ($t(a_C) = 6,55$) et $a_D = -0,035$ ($t(a_D) = 6,66$). Ces résultats confortent nos explications pour les panels A et B. En effet, l'effet taille est très présent et nous avons exposé que la prime de risque du marché fonctionnait comme un facteur covariant très positivement avec les plus grandes sociétés. La relation entre la taille et la rentabilité étant négative et très marquée, il apparaît cohérent d'observer de tels résultats. Nous avons également avancé que les petites capitalisations étaient en moyenne plus profitables en l'absence du contrôle de l'effet qualité. Si les petites capitalisations présentent un schéma de rentabilité donné et que ces dernières sont négativement corrélées avec la prime de risque du marché, il est attendu que les critères corrélés avec l'effet taille débouchent à des résultats globalement similaires. Les résultats du panel C sont, en revanche, surprenants vis-à-vis de nos précédentes interprétations. En effet, nous faisons l'assertion que les petites capitalisations étaient, en moyenne, des titres agressifs sur le plan de l'investissement. Cette assertion fut néanmoins nuancée par l'analyse des statistiques descriptives qui montraient que les portefeuilles de titres agressifs montraient des capitalisations moyennes supérieures. Le panel D montre une sensibilité positive avec la prime de marché. Contrairement au panel C, le panel D montre des résultats cohérents avec ce qui fut avancé dans nos précédentes analyses ainsi qu'avec les assertions de Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz et Pedersen

(2018) [29]. Les grandes capitalisations, covariantes fortement avec la prime $\beta^{r_M-r_f}$, sont, en moyenne, des titres de qualité. Il est donc anticipé qu'une relation positive s'établisse avec ce panel et le facteur QMJ. Lajili (2003) [471] (p.88) observe pour le panel A, sur la période juillet 1976 à juin 2001, un $\lambda_A^{\beta^{r_M-r_f}}$ de -0,0078 ($t(\lambda_A^{\beta^{r_M-r_f}}) = -1,276$) et un a_A de 0,0235 ($t(a_A) = 3,363$). Bien que ses résultats montrent une magnitude inférieure, Lajili (2003) [471] montre également une sensibilité négative à la prime de marché. Fama et French (1992) [260] montrent, sur les marchés américains, que le $\lambda^{\beta^{r_M-r_f}}$ moyen est de 0,15, mais que ce dernier n'est pas significatif avec $t(\lambda^{\beta^{r_M-r_f}}) = 0,46$, ce qui n'est pas notre cas. En effet, bien que le MÉDAF puisse être critiqué sur le marché français, son facteur unique sort systématiquement significatif à un seuil de confiance de 1%. Molay (2001) [546] observe, sur le marché français entre janvier 1991 et juin 1998, que le $\lambda_A^{\beta^{r_M-r_f}}$ est de 0,153, mais n'est pas significatif avec un $t(\lambda_A^{\beta^{r_M-r_f}})$ de 0,83.

3.6.1 Les résultats des régressions par la procédure de Fama-MacBeth avec les modèles ad-hoc

Le recours au modèle de Fama et French (1993) [261] à trois facteurs (FF3F) divise, en moyenne, les $t(a)$ par deux. L'intégration du facteur SMB réduit de manière très forte la significativité de la prime de risque du marché. En effet, lorsque le modèle intègre les facteurs SMB et HML, seul le panel D enregistre un $t(\lambda_D^{\beta^{r_M-r_f}})$ significatif à 10% (-1,74). Les sensibilités à la prime de taille sont respectivement de $\lambda_A^{smb} = 0,015$ ($t(\lambda_A^{smb}) = 3,88$); $\lambda_B^{smb} = 0,014$ ($t(\lambda_B^{smb}) = 3,97$); $\lambda_C^{smb} = 0,016$ ($t(\lambda_C^{smb}) = 4,46$); $\lambda_D^{smb} = 0,014$ ($t(\lambda_D^{smb}) = 4,00$). Les panels ne montrent aucune véritable exposition à la prime HML hormis le panel A construit sur le croisement taille et ratio B/M avec $\lambda_A^{h^{hml}} = 0,15$ significatif à 10% ($t(\lambda_A^{h^{hml}}) = 1,82$). Toujours en ligne avec nos résultats, Lajili (2003) [471] observe également un effondrement de la significativité de la prime de risque du marché sur le panel A (taille et ratio B/M) avec $\lambda_A^{\beta^{r_M-r_f}} = -0,0006$ ($t(\lambda_A^{\beta^{r_M-r_f}}) = -0,0815$), mais observe la dominance du facteur SMB. La sensibilité au facteur taille λ_A^{smb} est de 0,01 et est significative à 1% ($t(\lambda_A^{smb}) = 3,45$).

Le modèle de Fama et French (2015) [281], (2016b) [283], (2017) [284], (2018a) [285],

(2018c) [286], (2018d) [287], (2019) [288] (FF5F) améliore faiblement les résultats en diminuant sensiblement la significativité des constantes. Les constantes issues du modèle FF3F sont significatives pour les quatre panels à 1% à l'exception du panel C à 5%. Le modèle FF5F réduit en revanche le nombre de constantes significatives à trois sur quatre dont deux à 5% et une à 10%. Les observations demeurent similaires à celles du modèle FF3F. Seules les sensibilités à la prime de taille sont significatives à 1%. Le panel D qui montrait une sensibilité à 10% à la prime de risque du marché pour le modèle FF3F ne présente désormais plus de coefficient significatif. L'introduction du facteur QMJ dans le modèle à deux facteurs avec, d'une part, $\lambda_i^{\beta^{r_M - r_f}}$, et, d'autre part, $\lambda_i^{q^{qmj}}$ démontre une sensibilité marquée du marché français, tous panels confondus, pour le facteur qualité (QMJ). L'introduction de QMJ rend les sensibilités, de tous les panels, négatives pour la prime de risque du marché qui sont, contrairement au modèle FF3F et FF5F, significatives à 1%. Les sensibilités pour le facteur qualité sont relativement élevées avec $\lambda_A^{q^{qmj}} = 0,013$ ($t(\lambda_A^{q^{qmj}}) = 3,20$); $\lambda_B^{q^{qmj}} = 0,008$ ($t(\lambda_B^{q^{qmj}}) = 1,72$); $\lambda_C^{q^{qmj}} = 0,044$ ($t(\lambda_C^{q^{qmj}}) = 6,58$); $\lambda_D^{q^{qmj}} = 0,017$ ($t(\lambda_D^{q^{qmj}}) = 6,47$). La disparition du facteur taille (SMB) produit néanmoins des constantes bien plus significatives que pour les modèles FF3F et FF5F. Il apparaît impératif de conserver ce facteur et conforte notre choix d'orthogonaliser le facteur afin de le maintenir dans les modèles, en présence de la prime de risque du marché. Dans un modèle comprenant respectivement $r_M - r_f$, SMB et QMJ, les sensibilités à la prime de risque demeurent toutes négatives, mais cette composition atténue leurs significativités. Les $\lambda^{s^{smb}}$ sont néanmoins élevés et tous significatifs à un seuil de confiance de 1%. Ce modèle à trois facteurs réduit la significativité des constantes par deux, mais ne parvient pas à produire de résultats aussi performants que le modèle FF5F. Enfin, le dernier modèle retenu comprend les facteurs suivants : $r_M - r_f$, SMB, HML, AMC et QMJ. Cette combinaison est de loin la meilleure au regard de la significativité des ordonnées à l'origine, qui ne sont plus que deux à être significatives à un seuil de 5% (panel D) et 10% (panel B). Contrairement aux résultats issus des régressions en séries chronologiques, le panel D semble plus difficile à expliquer. Il est, par ailleurs, le seul à montrer une exposition significative de 5% au facteur de substance (HML) avec $\lambda_D^{h^{hml}} = 0,018$ ($t(\lambda_D^{h^{hml}}) = 2,31$). À l'instar de bien des

travaux portant sur les modèles multifactoriels, l'exposition en coupe transversale, des panels de variables dépendantes, n'est pas significative pour la prime de risque du marché. Cela étant, aucun des travaux réalisés à ce jour, à notre connaissance, ne présente de résultats comparables en intégrant le facteur QMJ dans les modèles.

Les résultats de cette section renforcent l'idée que l'effet taille joue un rôle majeur sur le marché des actions françaises. L'assertion de Asness, Frazzini et Perdersen, 2019 [30]) que le facteur QMJ ressuscite l'effet taille semble valide. Les résultats, dans leur ensemble, convergent vers un modèle qui, malgré son rejet par le test GRS, semble plus à même de produire des estimations fidèles des rentabilités du marché français et comprend les facteurs explicatifs : $r_M - r_f$, SMB, HML, AMC et QMJ.

3.7 Conclusion

Empiriquement, l'association du β du marché avec une ou plusieurs primes de risque améliore la description chronologique des rentabilités des actions françaises par rapport au MÉDAF entre janvier 1990 et juin 2016. Les améliorations des pouvoirs explicatifs, bien que disparates selon les modèles à facteurs, montrent que les modèles *ad-hoc* constituent, sur le marché français, une alternative satisfaisante au modèle de marché. L'analyse des régressions en coupe transversale par la procédure de Fama et MacBeth (1973) [295] indique que la prime de risque associée à l'effet taille est, de loin, la plus explicative et la plus significative. L'observation d'une importante significativité du facteur qualité valide la position de Asness, Frazzini et Perdersen (2019) [30] sur l'intérêt de prendre en compte cette dimension et conforte l'assertion qu'elle ressuscite l'effet taille. À l'instar de Fama et French (1992) [260], Molay (2001) [546] et Lajili (2003) [471] la prime de risque du marché n'est pas significative lors des régressions en coupe transversale. Ce résultat fragilise le postulat que les anomalies constituent des marqueurs d'inefficience. En effet, le MÉDAF indique des carences explicatives importantes et fragilise la position de ceux qui le considèrent valide pour conclure en l'inefficience des marchés boursiers. Hansen et Richard (1987) [382] indiquent que le rejet (ou l'acceptation) d'une hypothèse statistique ne permet pas de conclure au rejet (ou à l'acceptation) du modèle testé. De plus, Roll

(1977) [617] rappellent que le rejet du modèle empirique n'implique pas le rejet du modèle théorique.

Si les modèles *ad-hoc* démontrent des qualités certaines, ils ne parviennent toutefois pas à expliquer toutes les rentabilités des actifs français. Parmi les différentes anomalies recensées dans cette étude, l'effet taille est de loin le plus difficile à expliquer et bien que les facteurs de taille et de qualité soient mobilisés au sein de plusieurs combinaisons de facteurs, aucune ne parvient à produire d'explication parfaitement satisfaisante. Chaque combinaison est, en effet, rejetée par le test GRS à un seuil de confiance de 1%. Parmi toutes les anomalies recensées sur le marché tricolore, les rentabilités des plus petites capitalisations adressent, aux modèles d'évaluation d'actifs, le plus grand défi. Ce constat est partagé par Fama et French (2017) [284] pour tous les marchés internationaux « *the major problem is large positive intercepts for many microcap portfolios* » (p.453).

Le facteur SMB français est négativement et fortement corrélé avec la prime de risque du marché hexagonal ($r_M - r_f$) à l'instar de Molay (2001) [546], Lajili (2003) [471] et Nasreddine et Lajili Jarjir (2017) [555] et Desban, Thauvron, Astolfi et Lecarpentier Moyal (2019) [201]. Le retrait du facteur taille fut envisagé puis écarté. En effet, toute tentative menée pour expliquer les rentabilités des actifs sans SMB entraîne un effondrement du pouvoir explicatif et si cette corrélation entre $r_M - r_f$ et SMB est élevée, elle ne produit pas de multicolinéarité au regard des tests VIF. La solution retenue est la procédure d'orthogonalisation du facteur. Plusieurs versions alternatives du facteur SMB furent construites et introduites dans les analyses en séries chronologiques.

Interpréter les portions de rentabilité non expliquées par le MÉDAF *ex post* comme des poches arbitrables sur le marché français semble délicat. Les auteurs qui positionnent leurs conclusions vers cette notion de marqueurs d'inefficience doivent admettre la validité du modèle de marché afin de réfuter l'hypothèse d'efficience par construction. Or il apparaît, sur un plan économétrique, bien discutable de valider ce modèle.

3.8 Annexes du chapitre 3

TABLE 3.5 – Nombre de titres compris dans l'échantillon français par année : janvier 1990 à juin 2016

L'échantillon français comprend en tout 1163 titres. Certaines de ces sociétés n'existent pas au début de la période (1990) et d'autres disparaissent avant la fin de la période étudiée (2016). Ce constat explique que notre échantillon n'est pas cylindré. La table ci-dessous présente le nombre de titres retenus dans notre échantillon en début de chaque année d'étude *i.e.* tous les débuts du mois de juillet. La première année 1990 contient les six premiers mois. L'année 1990/91, à titre d'exemple, démarre en juillet 1990 et se termine en juin 1991.

Année	Nombre	Année	Nombre	Année	Nombre
		1999/00	556	2009/10	639
1990/91	238	2000/01	588	2010/11	627
1991/92	301	2001/02	656	2011/12	591
1992/93	306	2002/03	655	2012/13	578
1993/94	314	2003/04	642	2013/14	556
1994/95	323	2004/05	610	2014/15	545
1995/96	364	2005/06	604	2015/16	533
1996/97	383	2006/07	613		
1997/98	437	2007/08	655		
1998/99	486	2008/09	672		

FIGURE 3.4 – Construction des 16 portefeuilles pondérés par capitalisation formés sur les quatre découpages indépendants taille-B/M, taille-OP, taille-investissement et taille-qualité comme variables dépendantes

Les titres de l'échantillon sont indépendamment assignés en quatre groupes de taille classés sur la base de leurs capitalisations boursières (petites à grandes) et quatre groupes fondés sur A. le ratio book-to-market, B. le ratio de rentabilité opérationnelle, C. le degré d'investissement et D. le niveau de qualité des titres. Ce croisement produit 16 portefeuilles par panel. Chaque portefeuille est pondéré par capitalisation et correspond à une stratégie d'investissement utilisée comme variable dépendante dont la vocation est d'être expliquée par un modèle. Chaque stratégie est nommée par une association de deux lettres. La première décrit la catégorie de taille (petite : 1 à grande : 4). La seconde illustre la catégorie le degré du ratio en question.

		Panel A <i>Book-to-market</i>				Panel B <i>Rentabilité opérationnelle</i>			
		Faible 25%	2 25%	3 25%	Élevé 25%	Faible 25%	2 25%	3 25%	Robuste 25%
Capitalisation	25% Grande	B,L	B,2	B,3	B,H	B,W	B,2	B,3	B,R
	25% 3	3,L	3,2	3,3	3,H	3,W	3,2	3,3	3,R
	25% 2	2,L	2,2	2,3	2,H	2,W	2,2	2,3	2,R
	25% Petite	S,L	S,2	S,3	S,H	S,W	S,2	S,3	S,R

		Panel C <i>Investissement</i>				Panel D <i>Qualité</i>			
		Conservateur 25%	2 25%	3 25%	Agressif 25%	Poubelle 25%	2 25%	3 25%	Qualité 25%
Capitalisation	25% Grande	B,C	B,2	B,3	B,A	B,J	B,2	B,3	B,Q
	25% 3	3,C	3,2	3,3	3,A	3,J	3,2	3,3	3,Q
	25% 2	2,C	2,2	2,3	2,A	2,J	2,2	2,3	2,Q
	25% Petite	S,C	S,2	S,3	S,A	S,J	S,2	S,3	S,Q

TABLE 3.7 – Statistiques descriptives des rentabilités mensuelles en excès des portefeuilles formés sur la taille et le B/M, la taille et la rentabilité opérationnelle, la taille et l’investissement, la taille et la qualité : janvier 1990 à juin 2016 [partie 2]

La construction des 16 portefeuilles par panel est présentée dans la figure 3.4. Le volume annuel moyen d’échanges correspond au nombre de fois qu’un titre dans un portefeuille donné est échangé sur l’espace d’une année. Il s’agit du nombre moyen, par portefeuille, des moyennes des titres individuels. Les β présentés dans le tableau correspondent à la moyenne arithmétique équipondérée des β annuels utilisés pour construire la stratégie BAB de Frazzini et Perdersen (2014) [319].

Panel A			Panel B			Panel C			Panel D							
<i>Volume annuel moyen d’échanges par portefeuille</i>																
	Low		High		Weak		Operating profitability		Cons.		Investment		Quality			
	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3		
<i>Small</i>	110 843	17 701	14 870	35 968	48 685	28 450	74 137	49 593	32 564	37 787	45 244	49 009	76 270	25 965		
<i>2</i>	240 672	75 252	34 654	89 823	188 891	39 162	57 033	138 225	121 087	117 572	81 852	110 045	187 614	114 611		
<i>3</i>	205 527	87 609	84 327	133 119	156 061	67 455	97 428	179 149	197 888	55 949	107 489	139 863	130 284	155 363		
<i>Big</i>	3 250 221	3 503 167	3 670 882	1 073 406	1 382 297	2 313 894	3 283 431	4 481 158	2 379 093	3 992 004	3 553 686	1 581 781	96 710	1 083 336	3 513 668	6 837 295
<i>β annuel moyen par portefeuille</i>																
	Book-to-Market		Operating profitability		Weak		Cons.		Robust		Aggr.		Junk		Quality	
	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3
<i>Small</i>	0,40	0,37	0,36	0,47	0,43	0,34	0,34	0,45	0,42	0,42	0,37	0,35	0,01	0,47	0,68	0,76
<i>2</i>	0,52	0,45	0,50	0,47	0,58	0,42	0,46	0,57	0,48	0,48	0,48	0,44	0,11	0,50	0,64	0,67
<i>3</i>	0,63	0,60	0,60	0,56	0,73	0,53	0,59	0,75	0,60	0,60	0,59	0,57	0,21	0,55	0,69	0,79
<i>Big</i>	0,75	0,78	0,80	0,80	0,99	0,75	0,74	0,92	0,76	0,76	0,80	0,73	0,24	0,64	0,75	0,94

TABLE 3.8 – Statistiques descriptives des vecteurs de rentabilités mensuelles des facteurs explicatifs : janvier 1990 à juin 2016

$r_M - r_f$ correspond à la prime de risque du marché français. La variable est construite à partir du différentiel de rentabilité entre le proxy du portefeuille de marché et le taux sans risque approximé par l'Euribor de maturité 3 mois. Le portefeuille de marché est un portefeuille global comprenant l'intégralité des titres en t et est pondéré par capitalisation. Les facteurs SMB, HML, RMW, AMC, QMJ correspondent respectivement aux primes de risque liées aux effets : taille, value, rentabilité opérationnelle, investissement inversé et qualité. Les différentes versions du facteur SMB notées : SMB_{v1}^\perp ; SMB_{v2}^\perp , SMB_{v3}^\perp et SMB_{v4}^\perp sont des vecteurs orthogonalisés pour lesquels seule la constante et les résidus sont conservés. Chaque version notée SMB_{vi}^\perp où $i = (1, \dots, 4)$ est présentée ci-dessous :

$$\begin{aligned}
 SMB_{vi}^\perp &= SMB_t - [\lambda_1^{smb} f_{1,t} + \lambda_2^{smb} f_{2,t} + \dots + \lambda_n^{smb} F_{k_t}] \\
 SMB_{v1}^\perp &= SMB_t - [\lambda_1^{smb} (r_{M,t} - r_{f,t}) + \lambda_2^{smb} (HML_t)] \\
 SMB_{v2}^\perp &= SMB_t - [\lambda_1^{smb} (r_{M,t} - r_{f,t}) + \lambda_2^{smb} (HML_t) + \lambda_3^{smb} (RMW_t) + \lambda_4^{smb} (AMC_t)] \\
 SMB_{v3}^\perp &= SMB_t - [\lambda_1^{smb} (r_{M,t} - r_{f,t}) + \lambda_2^{smb} (HML_t) + \lambda_3^{smb} (AMC_t) + \lambda_4^{smb} (QMJ_t)] \\
 SMB_{v4}^\perp &= SMB_t - [\lambda_1^{smb} (r_{M,t} - r_{f,t}) + \lambda_2^{smb} (RMW_t) + \lambda_3^{smb} (AMC_t) + \lambda_4^{smb} (QMJ_t)]
 \end{aligned}$$

	$r_M - r_f$	SMB	HML	RMW	AMC	QMJ	SMB_{v1}^\perp	SMB_{v2}^\perp	SMB_{v3}^\perp	SMB_{v4}^\perp
Moyenne (%)	0,83	1,09	0,09	0,45	0,19	0,33	1,53	0,93	1,48	1,47
Écart-type (%)	5,12	4,29	4,45	3,78	3,82	2,69	3,35	6,13	3,15	3,15
Ratio de Sharpe	0,16	0,25	0,02	0,12	0,05	0,12	0,46	0,15	0,47	0,47
Skewness	0,396	-0,905	0,040	-0,620	-0,985	0,491	0,454	-1,560	0,351	0,400
Kurtosis	1,974	4,816	5,828	3,416	6,413	2,490	5,083	9,664	3,386	3,155
Minimum (%)	-14,14	-23,27	-19,21	-17,37	-22,84	-8,81	-14,59	-38,65	-14,53	-14,04
Maximum (%)	26,82	14,09	22,25	13,88	15,81	13,03	19,91	18,52	16,19	16,15

TABLE 3.9 – Résultats des régressions en séries chronologiques estimées par les MCO avec le MÉDAF *ex post* pour chaque panel : janvier 1990 à juin 2016

Le modèle de marché, également qualifié de MÉDAF *ex post*, est estimé par les MCO. Chaque panel regroupe seize portefeuilles formant pour chacun une unique stratégie. Chaque stratégie régressée est nette de l'EURIBOR à maturité 3 mois. Le tableau ci-dessous présente, en gras, les coefficients de sensibilité à la prime de risque du marché. Les valeurs situées sous les coefficients correspondent aux *t*-statistiques dont les niveaux de significativité sont représentés par un système d'étoile où **p* < 0.1; ***p* < 0.05; ****p* < 0.01).

	Panel A						Panel B						Panel C						Panel D																	
	Book-to-Market												Operating profitability												Investment						Quality					
	Low	2	3	High	Weak	2	3	Robust	Cons.	2	3	Aggr.	Junk	2	3	Quality	Low	2	3	High	Weak	2	3	Robust	Cons.	2	3	Aggr.	Junk	2	3	Quality				
<i>Intercepts</i>	<i>Small</i>	0,02 ***	0,02 ***	0,02 ***	0,02 ***	0,02 ***	0,03 ***	0,02 ***	0,02 ***	0,02 ***	0,02 ***	0,03 ***	0,02 ***	0,02 ***	0,02 ***	0,03 ***	0,02 ***	0,02 ***	0,02 ***	0,02 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,02 ***	0,02 ***	0,02 ***	0,02 ***	0,03 ***	0,02 ***	0,02 ***	0,02 ***					
	2	7,86	4,12	8,09	7,68	4,81	7,61	8,92	6,52	7,08	7,75	6,99	7,56	6,78	7,75	6,99	7,56	6,78	7,75	6,99	7,56	6,78	7,56	6,78	7,56	6,78	7,56	6,78	7,56	6,78	7,56					
	3	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,02 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,02 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,02 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,02 ***					
<i>α₁</i>	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***						
<i>α₂</i>	3,53	5,05	5,58	4,88	3,27	5,63	5,37	3,96	4,63	5,00	4,60	2,88	5,28	5,00	4,60	2,88	4,63	5,00	4,60	2,88	4,63	5,00	4,60	2,88	5,28	5,00	4,60	2,88	4,63	5,00						
<i>α₃</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00 *	0,00 *	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00 *	0,00 *	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00 *						
<i>α₄</i>	0,87	0,00	-0,90	-0,12	-1,10	0,73	-0,91	1,89	-0,47	-0,19	0,35	0,51	-0,96	-0,19	0,35	0,51	-0,47	-0,19	0,35	0,51	-0,47	-0,19	0,35	0,51	-0,96	-0,19	0,35	0,51	-0,96	-0,19						
<i>Market Premium</i>	<i>Low</i>	0,58 ***	0,46 ***	0,42 ***	0,32 ***	0,40 ***	0,33 ***	0,40 ***	0,41 ***	0,33 ***	0,50 ***	0,61 ***	0,39 ***	0,33 ***	0,50 ***	0,61 ***	0,41 ***	0,33 ***	0,50 ***	0,61 ***	0,41 ***	0,33 ***	0,60 ***	0,41 ***	0,33 ***	0,50 ***	0,61 ***	0,39 ***	0,47 ***	0,51 ***	0,36 ***					
	<i>Small</i>	10,06	5,92	8,13	5,28	5,32	6,66	7,47	8,32	8,06	6,48	8,42	8,73	6,46	6,48	8,42	8,73	8,06	6,48	8,42	8,73	6,46	8,32	8,06	6,48	8,42	8,73	6,46	6,64	8,48	5,69					
	2	0,73 ***	0,45 ***	0,50 ***	0,45 ***	0,60 ***	0,48 ***	0,54 ***	0,59 ***	0,48 ***	0,49 ***	0,51 ***	0,69 ***	0,51 ***	0,48 ***	0,49 ***	0,51 ***	0,48 ***	0,49 ***	0,51 ***	0,69 ***	0,51 ***	0,48 ***	0,59 ***	0,48 ***	0,49 ***	0,51 ***	0,69 ***	0,51 ***	0,64 ***	0,49 ***					
<i>β₁¹</i>	13,30	9,87	11,48	8,93	10,29	11,11	12,57	11,52	10,89	11,59	12,88	11,35	8,59	11,70	13,39	11,61	10,89	11,59	12,88	11,35	8,59	11,70	13,39	11,61	10,89	11,59	12,88	11,35	13,39	11,61						
3	0,74 ***	0,57 ***	0,51 ***	0,53 ***	0,60 ***	0,55 ***	0,58 ***	0,69 ***	0,59 ***	0,45 ***	0,61 ***	0,82 ***	0,43 ***	0,59 ***	0,45 ***	0,61 ***	0,59 ***	0,45 ***	0,61 ***	0,82 ***	0,43 ***	0,59 ***	0,45 ***	0,61 ***	0,59 ***	0,45 ***	0,61 ***	0,63 ***	0,62 ***	0,62 ***						
<i>β₂¹</i>	15,11	14,76	14,37	12,40	11,14	14,33	15,98	15,85	13,39	12,92	15,15	15,23	9,94	13,39	12,92	15,15	13,39	12,92	15,15	15,23	9,94	14,99	17,11	16,42	15,11	14,76	14,37	14,99	17,11	16,42						
<i>β₃¹</i>	1,06 ***	0,89 ***	0,91 ***	1,27 ***	1,26 ***	0,88 ***	1,06 ***	0,82 ***	1,17 ***	0,88 ***	0,93 ***	0,86 ***	1,21 ***	0,88 ***	0,93 ***	0,86 ***	1,17 ***	0,88 ***	0,93 ***	0,86 ***	1,21 ***	0,88 ***	0,93 ***	0,86 ***	1,21 ***	0,88 ***	0,93 ***	0,82 ***	0,99 ***	0,99 ***						
<i>β₄¹</i>	27,82	29,56	26,57	19,31	22,72	26,18	29,59	25,92	21,72	26,41	30,86	21,87	17,69	26,41	30,86	21,87	21,72	26,41	30,86	21,87	17,69	26,41	30,86	21,87	17,69	26,41	30,86	21,87	25,37	32,38						

TABLE 3.10 – Résultats des régressions en séries chronologiques estimées par les MCO à l'aide du modèle standard de Fama et French à trois facteurs pour chaque panel : janvier 1990 à juin 2016

Le modèle de Fama et French à trois facteurs est estimé par les MCO. Chaque panel regroupe seize portefeuilles formant pour chacun une unique stratégie. Chaque stratégie régressée est nette de l'EURIBOR à maturité 3 mois. Le tableau ci-dessous présente, en gras, les coefficients de sensibilité aux primes de risque du marché (β_i^{RM-rf}), de la taille (s_i^{smb}) et de l'effet de substance (h_i^{hml}). Les valeurs situées sous les coefficients de sensibilité correspondent aux t -statistiques dont les niveaux de significativité sont représentés par un système d'étoile où * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$).

	Panel A				Panel B				Panel C				Panel D			
	Book-to-Market				Operating profitability				Investment				Quality			
	Low	2	3		Weak	2	3	Cons.	2	3	Aggr.	Junk	2	3	Quality	
Intercepts	Small	0,01 ***	0,00	0,01 ***	0,01 ***	0,02 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,00	0,01 ***	0,01 ***	
	2	3,67	-0,77	4,38	1,25	3,74	5,61	3,09	4,46	3,47	3,86	2,87	0,99	4,12	3,29	
	3	0,00	0,00	0,00	-0,01 ***	0,00	0,00	0,00	-0,69	1,55	1,27	-2,35	-0,01 **	0,00	0,00 **	
α_i	Small	-0,46	-1,06	2,19	-3,49	0,25	1,01	-0,69	1,55	1,27	-2,35	-2,01	0,85	-0,68	2,37	
	2	0,00	0,00 *	0,00	0,00	0,00 *	0,00	0,00	0,00 *	0,00	0,00 *	0,01 **	0,00	0,00	0,00	
	3	0,00	0,00	1,65	1,55	0,96	0,96	1,68	1,98	1,37	-1,95	2,41	0,28	0,59	0,13	
Big	Low	-0,72	1,72	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,01	0,00	0,01 ***	0,00	
	2	3,99	-1,09	-1,49	-1,64	-0,09	1,01	1,12	-1,74	-0,28	0,19	-1,48	0,27	2,88	-0,87	
	3	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,02 ***	0,01 *	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,00	0,01 ***	0,01 ***	
Market Premium	Small	1,04 ***	1,13 ***	0,77 ***	0,72 ***	0,73 ***	0,69 ***	0,80 ***	0,63 ***	0,87 ***	1,08 ***	0,83 ***	1,07 ***	0,77 ***	0,80 ***	
	2	17,04	14,18	13,47	10,54	12,69	11,57	14,60	10,93	12,92	13,72	12,62	14,79	10,37	11,37	
	3	1,20 ***	0,87 ***	0,89 ***	0,93 ***	0,88 ***	0,95 ***	0,89 ***	0,82 ***	0,89 ***	1,29 ***	1,04 ***	0,93 ***	1,11 ***	0,90 ***	
β_i^{RM-rf}	Small	23,99	18,89	21,59	21,42	21,16	23,41	21,38	18,48	24,35	24,26	18,22	23,20	24,85	21,89	
	2	1,10 ***	0,80 ***	0,77 ***	0,90 ***	0,80 ***	0,87 ***	0,82 ***	0,63 ***	0,93 ***	1,26 ***	0,65 ***	0,96 ***	0,91 ***	0,93 ***	
	3	20,86	17,95	19,71	14,43	18,78	22,38	16,38	15,85	21,71	22,39	12,46	21,55	22,74	23,03	
Big	Low	0,87 ***	0,95 ***	0,95 ***	1,27 ***	0,93 ***	0,94 ***	1,02 ***	0,98 ***	0,97 ***	0,88 ***	1,28 ***	0,96 ***	0,83 ***	0,94 ***	
	2	22,57	24,90	22,60	21,75	22,00	21,97	15,60	23,58	25,00	17,44	14,94	18,28	20,16	26,19	
	3	0,87 ***	0,95 ***	0,95 ***	1,27 ***	0,93 ***	0,94 ***	1,02 ***	0,98 ***	0,97 ***	0,88 ***	1,28 ***	0,96 ***	0,83 ***	0,94 ***	
Size	Small	0,88 ***	1,25 ***	0,66 ***	0,72 ***	0,68 ***	0,60 ***	0,72 ***	0,56 ***	0,71 ***	0,90 ***	0,82 ***	1,11 ***	0,49 ***	0,84 ***	
	2	12,11	13,10	9,73	8,98	10,38	8,01	10,97	8,12	8,75	9,60	10,44	12,85	5,56	9,91	
	3	0,94 ***	0,79 ***	0,74 ***	0,86 ***	0,73 ***	0,78 ***	0,78 ***	0,62 ***	0,73 ***	1,18 ***	1,03 ***	0,79 ***	0,90 ***	0,76 ***	
Big	Low	-0,30 ***	0,12 ***	0,06	0,03	0,08 *	-0,21 ***	-0,32 ***	0,18 ***	0,06	0,04	0,17 *	0,25 ***	0,01	-0,12 ***	
	2	-6,46	2,70	1,19	0,36	1,64	-4,22	-4,15	3,63	1,37	0,60	1,67	4,02	0,17	-2,79	
	3	0,70 ***	0,43 ***	0,48 ***	0,47 ***	0,48 ***	0,55 ***	0,42 ***	0,34 ***	0,62 ***	0,85 ***	0,40 ***	0,63 ***	0,52 ***	0,56 ***	
Value	Small	0,10 *	0,37 ***	0,18 ***	0,42 ***	0,20 ***	0,20 ***	0,27 ***	0,26 ***	0,19 ***	0,09	0,28 ***	0,40 ***	0,04	0,19 ***	
	2	1,77	5,14	3,52	6,88	4,05	3,57	5,47	4,90	3,13	1,32	4,76	6,03	0,61	2,96	
	3	-0,29 ***	0,05	0,25 ***	0,51 ***	0,29 ***	0,15 ***	0,20 ***	0,22 ***	0,12 ***	-0,09	-0,08	0,22 ***	0,08 *	0,12 ***	
Big	Low	-0,06	0,16 ***	0,18 ***	0,31 ***	0,15 ***	0,13 ***	0,29 ***	0,20 ***	0,02	0,03	0,14 ***	0,13 ***	0,13 ***	0,19 ***	
	2	-6,36	1,10	6,78	13,48	7,74	4,03	5,33	5,38	3,48	-1,79	-1,55	6,06	1,85	3,17	
	3	-0,06	0,16 ***	0,18 ***	0,31 ***	0,15 ***	0,13 ***	0,29 ***	0,20 ***	0,02	0,03	0,14 ***	0,13 ***	0,13 ***	0,19 ***	
Big	Low	-0,44 ***	-0,01	0,20 ***	0,96 ***	0,14 ***	-0,25 ***	0,25 ***	0,11 ***	0,04	0,04	-0,27 ***	0,16 ***	0,09 **	0,23 ***	
	2	-12,62	-0,27	5,31	18,22	3,54	-6,58	4,31	3,04	1,23	0,79	-3,54	3,40	2,53	7,00	
	3	-0,44 ***	-0,01	0,20 ***	0,96 ***	0,14 ***	-0,25 ***	0,25 ***	0,11 ***	0,04	0,04	-0,27 ***	0,16 ***	0,09 **	0,23 ***	

TABLE 3.11 – Résultats des régressions en séries chronologiques estimées par les MCO avec le modèle de Fama et French à cinq facteurs pour chaque panel : janvier 1990 à juin 2016

Le modèle de Fama et French à cinq facteurs est estimé par les MCO. Chaque panel regroupe seize portefeuilles formant pour chacun une unique stratégie. Chaque stratégie régressée est nette de l'EURIBOR à maturité 3 mois. Le tableau ci-dessous présente, en gras, les coefficients de sensibilité aux primes de risque du marché (β_i^{rM-rf}), de la taille (s_i^{smb}), de l'effet de substance (h_i^{hml}), de l'effet de rentabilité opérationnelle (w_i^{rmw}) et de l'effet d'investissement inversé pour le marché français (a_i^{amc}). Les valeurs situées sous les coefficients de sensibilité correspondent aux t -statistiques dont les niveaux de significativité sont représentés par un système d'étoile où * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

	Panel A			Panel B			Panel C			Panel D			
	Book-to-Market			Operating profitability			Investment			Quality			
	Low	2	3	Weak	2	3	Cons.	2	3	Aggr.	2	3	Quality
Intercepts	Small	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.02 ***
	2	3.70	-1.34	4.25	4.38	5.23	3.82	4.18	3.45	3.97	3.15	4.12	4.52
	3	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Market Premium	Small	1.03 ***	1.21 ***	0.79 ***	0.68 ***	0.75 ***	0.79 ***	0.66 ***	0.87 ***	1.05 ***	0.81 ***	1.16 ***	0.72 ***
	2	11.11	13.21	9.65	9.37	7.58	11.33	8.04	7.92	8.70	9.66	13.25	4.79
	3	0.86	0.77	0.73	0.77	0.88	0.87	0.67	0.71	1.03 ***	0.97 ***	0.81 ***	0.85 ***
Size	Small	0.86 ***	1.32 ***	0.70 ***	0.66 ***	0.60 ***	0.76 ***	0.59 ***	0.68 ***	0.87 ***	0.81 ***	1.16 ***	0.45 ***
	2	11.11	13.21	9.65	9.37	7.58	11.33	8.04	7.92	8.70	9.66	13.25	4.79
	3	0.86	0.77	0.73	0.77	0.88	0.87	0.67	0.71	1.03 ***	0.97 ***	0.81 ***	0.85 ***
Value	Small	0.11 *	0.39 ***	0.16 ***	0.20 ***	0.24 ***	0.18 ***	0.25 ***	0.21 ***	0.10	0.26 ***	0.47 ***	0.03
	2	1.81	5.06	2.76	3.69	3.97	3.47	4.43	3.20	1.22	4.04	6.83	0.36
	3	-0.34	0.06	0.24	0.28	0.14	0.11	0.19	0.12	-0.08 *	-0.14	0.19	0.11 **
Op. Profit.	Small	-0.01	0.24 ***	-0.03	-0.48 ***	-0.04	-0.68 ***	-0.25 ***	0.03	-0.05	-0.13 *	0.41 ***	-0.17 **
	2	-0.07	2.75	-0.40	-5.30	-0.57	-4.16	0.78	0.35	-0.54	-1.77	5.23	-2.04
	3	-0.38	0.00	-0.09 *	-0.68 ***	-0.04	-0.16	0.02	-0.05	-0.33 ***	-0.41 ***	-0.07	0.02
Investment	Small	0.06	-0.21 **	-0.09	-0.11	0.04	-0.10	-0.08	0.07	0.10	0.06	-0.18 **	0.14 *
	2	0.83	-2.28	-1.40	-1.17	0.62	-1.05	-1.25	0.88	1.08	0.78	-2.30	1.08
	3	0.25	0.07	0.02	0.03	0.15 ***	-0.24 ***	-0.14 ***	0.07	0.45 ***	0.22 ***	-0.04	0.12 **

TABLE 3.12 – Régressions en série temporelle par les MCO avec un modèle alternatif à cinq facteurs comprenant un facteur de taille orthogonalisé, valeur, d’investissement et de qualité sur les panels A, B, C et D : janvier 1990 à juin 2016

Le facteur d’investissement issu du modèle de Fama-French à cinq facteurs est ici inversé (AMC contre CMA). We run time-series regressions with an orthogonal version of the size factor which is computed as follows : $SMB_{v4}^{\perp} = SMB_t - [\lambda_1^{SMB}(r_{M_t} - r_{f_t}) + \lambda_2^{SMB}(HML_t) + \lambda_3^{SMB}(AMC_t) + \lambda_4^{SMB}(QMJ_t)]$. The procedure does not impact intercepts or residuals. The *RHS* variables are the excess market return net of the 3 months EURIBOR interest rate. The table here above presents, for each portfolio, slopes (bold figures), Student *t-test* under with smaller figures also illustrated with stars (* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$).

	Panel A			Panel B			Panel C			Panel D			
	Book-to-Market			Operating profitability			Investment			Quality			
	Low	2	3	Weak	2	3	Cons.	2	3	Aggr.	Jank	2	3
Intercepts	Small	0.01 ***	0.00	0.01 ***	0.01 ***	0.02 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.00	0.01 ***
	2	0.00	-0.86	4.19	4.51	3.76	5.32	1.65	3.79	3.79	3.74	0.76	4.11
	3	0.00	0.00	0.00	0.00 *	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Big	0.01 ***	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00 *	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00 *
	3.71	-0.72	-1.31	-0.18	-0.23	1.37	1.20	0.19	-1.66	-0.04	1.32	0.43	3.17
	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Market Premium	Small	0.59 ***	0.48 ***	0.42 ***	0.34 ***	0.42 ***	0.61 ***	0.34 ***	0.50 ***	0.61 ***	0.39 ***	0.49 ***	0.52 ***
	2	0.71 ***	7.63	9.42	6.41	6.30	8.01	9.92	7.53	9.50	9.80	7.77	8.66
	3	0.73 ***	0.46 ***	0.50 ***	0.50 ***	0.54 ***	0.59 ***	0.49 ***	0.50 ***	0.51 ***	0.67 ***	0.49 ***	0.52 ***
Orthogonal size	Small	0.87 ***	1.32 ***	0.70 ***	0.67 ***	0.61 ***	1.25 ***	0.76 ***	0.59 ***	0.68 ***	0.78 ***	1.18 ***	0.45 ***
	2	0.85 ***	13.10	9.63	8.50	8.71	9.64	10.92	8.10	7.92	9.70	12.87	4.74
	3	0.61 ***	13.30	13.87	17.16	15.13	13.80	17.37	11.97	15.27	16.38	13.41	15.89
Value	Small	0.07	0.34 ***	0.16 ***	0.19 ***	0.18 ***	0.22 ***	0.24 ***	0.23 ***	0.21 ***	0.37 ***	0.35 ***	0.06
	2	-0.23 ***	0.04	0.27 ***	0.29 ***	0.14 ***	0.04	0.13 ***	0.18 ***	0.13 ***	-0.01	0.20 ***	0.13 ***
	3	-0.01	0.16 ***	0.16 ***	0.12 ***	0.14 ***	0.08	0.27 ***	0.16 ***	0.04	0.15 ***	0.14 ***	0.19 ***
Investment	Small	0.51 ***	0.21 ***	0.12 *	0.24 ***	0.17 *	0.32 ***	0.13 ***	0.10	0.28 ***	0.32 ***	0.18 ***	0.27 ***
	2	4.77	2.37	1.95	2.76	1.91	4.01	2.44	1.52	3.77	4.20	2.31	3.38
	3	0.45 ***	0.08 *	0.08 *	0.03	0.08	0.06	0.02	0.00	0.25 ***	0.07	0.22 ***	0.19 ***
Quality	Small	0.10 **	-0.17	-0.04	0.07	0.10	-0.08	-0.01	0.03	-0.05	0.04	-0.56 ***	0.06
	2	-0.08	0.06	-0.09	0.00	-0.11	-0.03	0.03	-0.10	-0.02	-0.13 *	-0.24 ***	0.01
	3	0.02	-0.06	-0.02	0.02	-0.19 **	0.00	-0.06	0.02	-0.08	-0.07	-0.19 ***	-0.07

TABLE 3.13 – Régressions en séries temporelles par les MCO à l'aide d'un modèle alternatif à cinq facteurs comprenant le facteur taille orthogonalisé, les facteurs de substance, d'investissement inversé et de qualité sur les panels A, B, C et D : janvier 1990 à juin 2016

Un modèle alternatif à celui de Fama et French à cinq facteurs est estimé par les MCO. Chaque panel regroupe seize portefeuilles formant pour chacun une unique stratégie. Chaque stratégie régressée est nette de l'EURIBOR à maturité 3 mois. Le tableau ci-dessous présente, en gras, les coefficients de sensibilité aux primes de risque du marché (β_i^{rM-rf}), de la taille (s_i^{smb}), de l'effet de substance (h_i^{hml}), de l'effet inversé d'investissement (a_i^{qmc}) et de l'effet qualité (q_i^{qmj}). Les valeurs situées sous les coefficients de sensibilité correspondent aux t -statistiques dont les niveaux de significativité sont représentés par un système d'étoile où * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$).

	Panel A			Panel B			Panel C			Panel D			
	Book-to-Market			rentabilité opérationnelle			Investissement			Qualité			
	Low	2	3	Weak	2	3	Cons.	2	3	Aggr.	2	3	Quality
Intercepts	Small	0.01 ***	0.00	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.02 ***
	2	3.7	-1.3	4.2	3.8	5.2	3.6	4.2	3.5	4.0	3.2	0.1	4.5
	3	0.00	0.00	0.00 *	0.00 **	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00 **
α_t	Small	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00 *	0.00 *	0.00	0.00	0.01 **	0.00	0.00
	2	0.0	1.6	1.3	1.5	0.9	1.7	1.6	0.3	-1.5	2.5	0.4	0.4
	3	0.00 ***	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.01	0.00	0.01 ***
Market Premium	Low	1.03 ***	1.21 ***	0.79 ***	0.68 ***	0.75 ***	0.79 ***	0.66 ***	0.87 ***	1.05 ***	1.16 ***	0.72 ***	0.80 ***
	2	16.3	14.8	13.3	10.1	12.0	14.3	10.9	12.3	13.0	11.8	16.2	9.5
	3	1.11 ***	0.85 ***	0.88 ***	0.88 ***	0.94 ***	0.92 ***	0.85 ***	0.87 ***	1.17 ***	0.94 ***	0.93 ***	1.09 ***
Orthogonal size	Small	0.86 ***	1.32 ***	0.70 ***	0.66 ***	0.60 ***	0.76 ***	0.59 ***	0.68 ***	0.87 ***	1.16 ***	0.45 ***	0.84 ***
	2	11.1	13.2	9.7	9.3	7.6	11.3	8.0	7.9	8.7	9.7	13.3	4.8
	3	0.86 ***	0.77 ***	0.73 ***	0.74 ***	0.77 ***	0.87 ***	0.67 ***	0.71 ***	1.03 ***	0.91 ***	0.85 ***	0.77 ***
Value	Small	0.61 ***	0.45 ***	0.50 ***	0.52 ***	0.52 ***	0.47 ***	0.38 ***	0.60 ***	0.73 ***	0.43 ***	0.62 ***	0.51 ***
	2	15.2	13.2	14.0	17.1	13.9	17.6	12.0	15.3	17.6	14.7	15.9	15.2
	3	0.61 ***	0.45 ***	0.50 ***	0.52 ***	0.52 ***	0.47 ***	0.38 ***	0.60 ***	0.73 ***	0.43 ***	0.62 ***	0.51 ***
Op. Profit	Low	0.11 *	0.39 ***	0.16 ***	0.27 ***	0.24 ***	0.18 ***	0.25 ***	0.21 ***	0.10	0.26 ***	0.47 ***	0.03
	2	1.8	5.1	2.8	3.4	4.0	3.5	4.4	3.2	1.3	4.0	6.8	0.4
	3	-0.34 ***	0.06	0.24 ***	-0.16 ***	0.28 ***	0.11 ***	0.19 ***	0.12 ***	-0.08 *	-0.14 ***	0.19 ***	0.11 **
Investment	Low	0.01	0.24 ***	-0.03	-0.48 ***	-0.04	-0.17 **	-0.25 ***	0.05	0.03	-0.13 *	0.41 ***	-0.17 **
	2	-7.5	0.0	-1.9	-14.1	-0.8	-1.1	-3.6	0.5	-1.2	-7.0	-1.5	0.4
	3	-0.16 ***	0.00	-0.09 *	-0.68 ***	-0.04	-0.05	-0.16 ***	0.02	-0.05	-0.41 ***	-0.07	0.02
Quality	Low	0.06	-0.21 ***	-0.09	-0.11	0.04	-0.02	-0.10	0.07	0.10	0.06	-0.18 **	0.14 *
	2	0.8	-2.3	-1.4	-1.2	0.6	-0.2	-1.6	-1.3	0.9	1.1	0.8	-2.3
	3	0.25 ***	0.07	0.02	0.15 ***	0.00	0.03	-0.24 ***	-0.14 ***	0.07 *	0.45 ***	-0.04	0.12 **

TABLE 3.14 – Régressions en séries temporelles par les MCO à l'aide d'un modèle alternatif à cinq facteurs comprenant le facteur taille orthogonalisé, les facteurs de rentabilité opérationnelle, d'investissement inversé et de qualité sur les panels A, B, C et D : janvier 1990 à juin 2016

Un modèle alternatif à celui de Fama et French à cinq facteurs est estimé par les MCO. Chaque panel regroupe seize portefeuilles formant pour chacun une unique stratégie. Chaque stratégie régressée est nette de l'EURIBOR à maturité 3 mois. Le tableau ci-dessous présente, en gras, les coefficients de sensibilité aux primes de risque du marché (β_i^{rM-rf}), de la taille (s^{smb}), de l'effet de substance (h^{hml}), de l'effet de rentabilité opérationnelle (w_i^{rmw}) et de l'effet qualité (q_i^{qmj}). Les valeurs situées sous les coefficients de sensibilité correspondent aux t -statistiques dont les niveaux de significativité sont représentés par un système d'étoile où * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

	Panel A			Panel B			Panel C			Panel D			
	Book-to-Market			Operating profitability			Investment			Quality			
	Low	2	3	Weak	2	3	Cons.	2	3	Aggr.	2	3	Quality
Intercepts	Small	0.01 ***	0.00	0.01 ***	0.02 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.00	0.01 ***	0.01 ***
	2	3.41	-0.93	4.30	4.69	2.13	3.72	5.10	1.14	3.89	4.05	4.42	4.39
	3	0.00	0.00	0.00	0.00 **	0.00 **	0.00 **	0.00 **	0.00 **	0.00	0.00	0.00	0.00 *
α_i	Small	0.00	0.00 *	0.00	0.00	0.00	0.00 **	0.00 *	0.00	0.00	0.01 ***	0.00	0.00
	2	-0.12	1.81	1.45	1.41	0.92	1.28	1.07	-0.16	1.36	1.70	0.45	-1.33
	3	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Market Premium	Small	0.58 ***	0.48 ***	0.41 ***	0.29 ***	0.32 ***	0.43 ***	0.65 ***	0.33 ***	0.49 ***	0.60 ***	0.52 ***	0.49 ***
	2	12.06	7.38	8.85	5.12	4.92	7.32	8.40	11.50	8.71	6.97	8.98	8.74
	3	0.68 ***	0.45 ***	0.47 ***	0.44 ***	0.51 ***	0.47 ***	0.53 ***	0.60 ***	0.46 ***	0.49 ***	0.50 ***	0.63 ***
Orthogonal size	Small	0.87 ***	0.90 ***	1.21 ***	0.86 ***	1.16 ***	1.07 ***	0.86 ***	1.16 ***	0.88 ***	0.93 ***	0.86 ***	0.81 ***
	2	32.10	33.31	25.87	26.42	26.91	26.26	30.55	28.99	27.83	26.30	31.22	26.17
	3	0.88 ***	0.70 ***	0.73 ***	0.73 ***	0.94 ***	0.67 ***	0.61 ***	1.23 ***	0.77 ***	0.60 ***	0.68 ***	0.45 ***
Op. Profit.	Small	-0.01	0.14	-0.06	-0.22 ***	-0.55 ***	-0.08	0.11	0.39 ***	-0.23 ***	-0.02	-0.03	-0.16 **
	2	-0.16	1.62	-0.96	-2.81	-6.23	-1.31	1.36	3.11	-0.97	-0.06	-0.06	-2.06
	3	-0.25 ***	0.00	-0.15 ***	-0.13 **	-0.60 ***	-0.11 **	-0.07 *	0.11 **	-0.17 ***	-0.07 *	-0.11 **	0.00
Investment	Small	0.29 ***	0.08	0.08	0.08	0.10	0.19 ***	0.21 ***	0.08	0.02	0.21 ***	0.33 ***	0.27 ***
	2	4.29	0.91	1.24	1.09	1.18	3.18	1.46	2.76	1.39	0.88	2.96	4.03
	3	0.61 ***	0.29 ***	0.18 ***	0.01	0.52 ***	0.14 ***	0.22 ***	0.40 ***	-0.01	0.01	0.25 ***	0.78 ***
Quality	Small	0.47 ***	0.04	0.03	-0.05	0.01	0.02	0.17 ***	0.34 ***	-0.05	-0.05	0.24 ***	0.52 ***
	2	8.86	0.74	0.70	-1.06	0.20	0.42	4.14	7.14	-0.90	-1.15	5.26	9.18
	3	-0.24 ***	0.29 ***	0.03	-0.30 ***	-0.13 **	0.08 *	0.02	0.05	-0.81 ***	0.14 ***	0.19 ***	0.51 ***

TABLE 3.15 – Coefficients de détermination ajustés du nombre de facteurs à destination des régressions en séries chronologiques des panels A, B, C et D pour chaque combinaison de facteurs utilisés : janvier 1990 à juin 2016

Le coefficient communément appelé R^2 est ici, ajusté *i.e.* sanctionné du nombre de facteurs afin de mesurer la variation explicative des différentes combinaisons de facteurs explicatifs sans craindre l'inflation mécanique du R^2 liée à l'augmentation du nombre de paramètres explicatifs. $\bar{R}^2 = 1 - \frac{(1-R^2)(N-1)}{(N-p-1)}$ où N correspond au nombre d'observations et p , le nombre paramètres explicatifs, constante exclue.

$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_i(r_{Mt} - r_{ft}) + \epsilon_{it}$																
Size	Book-to-Market				Operating profitability				Investment				Quality			
	Low	2	3	High	Weak	2	3	Robust	Cons.	2	3	Aggres.	Junk	2	3	Quality
	Small	0,24	0,10	0,17	0,08	0,08	0,12	0,15	0,18	0,17	0,11	0,18	0,19	0,11	0,12	0,18
2	0,36	0,23	0,29	0,20	0,25	0,28	0,33	0,29	0,27	0,30	0,34	0,29	0,19	0,30	0,36	0,30
3	0,42	0,41	0,39	0,33	0,28	0,39	0,45	0,44	0,36	0,34	0,42	0,42	0,24	0,41	0,48	0,46
Big	0,71	0,73	0,69	0,54	0,62	0,68	0,73	0,68	0,60	0,69	0,75	0,60	0,50	0,54	0,67	0,77
$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_i(r_{Mt} - r_{ft}) + s_i(SMB_{v1t}^\perp) + h_i(HML_t) + \epsilon_{it}$																
Size	Book-to-Market				Operating profitability				Investment				Quality			
	Low	2	3	High	Weak	2	3	Robust	Cons.	2	3	Aggres.	Junk	2	3	Quality
	Small	0,48	0,43	0,37	0,32	0,30	0,35	0,30	0,50	0,42	0,29	0,35	0,37	0,36	0,44	0,25
2	0,68	0,54	0,60	0,66	0,60	0,60	0,63	0,61	0,60	0,52	0,65	0,67	0,54	0,64	0,66	0,60
3	0,59	0,52	0,56	0,50	0,42	0,53	0,62	0,61	0,49	0,46	0,60	0,61	0,33	0,60	0,63	0,63
Big	0,82	0,74	0,71	0,78	0,73	0,70	0,77	0,68	0,64	0,70	0,75	0,60	0,52	0,57	0,67	0,80
$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_i(r_{Mt} - r_{ft}) + s_i(SMB_{v2t}^\perp) + h_i(HML_t) + w_i(RMW_t) + a_i(AMC_t) + \epsilon_{it}$																
Size	Book-to-Market				Operating profitability				Investment				Quality			
	Low	2	3	High	Weak	2	3	Robust	Cons.	2	3	Aggres.	Junk	2	3	Quality
	Small	0,47	0,45	0,37	0,32	0,35	0,35	0,31	0,55	0,45	0,29	0,34	0,37	0,36	0,49	0,26
2	0,74	0,53	0,60	0,66	0,76	0,60	0,63	0,62	0,64	0,53	0,65	0,75	0,61	0,63	0,66	0,60
3	0,62	0,51	0,56	0,50	0,43	0,54	0,62	0,62	0,50	0,47	0,60	0,64	0,33	0,59	0,63	0,64
Big	0,85	0,78	0,71	0,79	0,81	0,70	0,77	0,73	0,77	0,71	0,77	0,75	0,53	0,57	0,69	0,82
$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_i(r_{Mt} - r_{ft}) + s_i(SMB_{v3t}^\perp) + h_i(HML_t) + a_i(AMC_t) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{it}$																
Size	Book-to-Market				Operating profitability				Investment				Quality			
	Low	2	3	High	Weak	2	3	Robust	Cons.	2	3	Aggres.	Junk	2	3	Quality
	Small	0,49	0,44	0,37	0,33	0,30	0,36	0,31	0,50	0,43	0,30	0,35	0,38	0,41	0,45	0,26
2	0,70	0,54	0,61	0,67	0,61	0,60	0,64	0,62	0,64	0,54	0,66	0,72	0,56	0,64	0,68	0,65
3	0,62	0,52	0,56	0,51	0,43	0,54	0,62	0,63	0,50	0,48	0,60	0,65	0,34	0,60	0,63	0,65
Big	0,85	0,78	0,72	0,78	0,73	0,71	0,78	0,68	0,77	0,71	0,77	0,75	0,63	0,58	0,70	0,84
$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_i(r_{Mt} - r_{ft}) + s_i(SMB_{v4t}^\perp) + w_i(RMW_t) + a_i(AMC_t) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{it}$																
Size	Book-to-Market				Operating profitability				Investment				Quality			
	Low	2	3	High	Weak	2	3	Robust	Cons.	2	3	Aggres.	Junk	2	3	Quality
	Small	0,49	0,41	0,36	0,26	0,34	0,34	0,29	0,52	0,44	0,26	0,33	0,38	0,37	0,43	0,27
2	0,70	0,54	0,57	0,53	0,75	0,55	0,63	0,62	0,65	0,51	0,65	0,75	0,62	0,62	0,67	0,65
3	0,62	0,50	0,54	0,46	0,42	0,53	0,61	0,63	0,47	0,45	0,60	0,64	0,34	0,58	0,61	0,64
Big	0,78	0,78	0,69	0,64	0,78	0,70	0,76	0,73	0,77	0,71	0,77	0,74	0,62	0,56	0,69	0,84
$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_i(r_{Mt} - r_{ft}) + w_i(RMW_t) + a_i(AMC_t) + \epsilon_{it}$																
Size	Book-to-Market				Operating profitability				Investment				Quality			
	Low	2	3	High	Weak	2	3	Robust	Cons.	2	3	Aggres.	Junk	2	3	Quality
	Small	0,25	0,09	0,17	0,08	0,08	0,12	0,15	0,17	0,17	0,12	0,18	0,19	0,15	0,12	0,18
2	0,36	0,23	0,29	0,21	0,25	0,28	0,33	0,29	0,28	0,29	0,34	0,29	0,20	0,30	0,37	0,33
3	0,42	0,40	0,39	0,33	0,28	0,39	0,44	0,44	0,36	0,34	0,42	0,42	0,24	0,41	0,48	0,47
Big	0,72	0,73	0,69	0,56	0,63	0,69	0,74	0,68	0,60	0,69	0,75	0,60	0,61	0,54	0,67	0,81
$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_i(r_{Mt} - r_{ft}) + w_i(RMW_t) + a_i(AMC_t) + \epsilon_{it}$																
Size	Book-to-Market				Operating profitability				Investment				Quality			
	Low	2	3	High	Weak	2	3	Robust	Cons.	2	3	Aggres.	Junk	2	3	Quality
	Small	0,27	0,10	0,17	0,09	0,16	0,14	0,15	0,23	0,21	0,11	0,19	0,22	0,14	0,14	0,21
2	0,50	0,28	0,32	0,20	0,45	0,29	0,36	0,37	0,29	0,29	0,39	0,50	0,34	0,32	0,42	0,32
3	0,51	0,40	0,39	0,33	0,31	0,39	0,46	0,50	0,38	0,34	0,45	0,51	0,24	0,43	0,49	0,50
Big	0,76	0,78	0,69	0,62	0,77	0,68	0,74	0,73	0,77	0,70	0,77	0,72	0,49	0,54	0,68	0,79

TABLE 3.16 – Statistiques GRS des principales combinaisons de facteurs testées sur les panels A, B, C et D : janvier 1990 à juin 2016

La statistique de Gibbons, Ross et Shanken (1989) [344] revisitée par Barillas et Shanken (2018) [54], permet de mesurer si les constantes des régressions sont conjointement et significativement différentes de zéro. $r_t = (r_{1,t}, \dots, r_{N,t})^\top : N \times 1$ sont les vecteurs de rentabilités mensuelles des variables dépendantes. $f_t = (f_{1,t}, \dots, f_{K,t})^\top : K \times 1$ sont les vecteurs de rentabilités mensuelles des facteurs explicatifs où $t = 1, \dots, T$. $r_t = \alpha + \beta f_t + \epsilon_t$ où $\epsilon_t = (\epsilon_{1,t}, \dots, \epsilon_{N,t})^\top \sim \text{i.i.d.}(0, \Sigma_\epsilon)$ est la matrice de variance-covariance des résidus $\Sigma_\epsilon : N \times N$. $\Omega_f : N \times N$ est la matrice de VCV des facteurs. Nous estimons : $\hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{\Omega}_f, \hat{\Sigma}_\epsilon$ et faisons l'hypothèse $\mathcal{H}_0 : \alpha = 0$ avec $\hat{\mu}_f$ qui est le vecteur des moyennes des K facteurs. $GRS = \frac{T-N-K}{N} \times (1 + \hat{\mu}_f^\top \hat{\Omega}_f^{-1} \hat{\mu}_f)^{-1} \times (\hat{\alpha}^\top \hat{\Sigma}_\epsilon^{-1} \hat{\alpha}) \sim \mathcal{F}_{N, T-N-K}$. Le terme $\hat{\alpha}^\top \hat{\Sigma}_\epsilon^{-1} \hat{\alpha}$ est égal à la différence entre 1. le ratio de Sharpe au carré d'un portefeuille comprenant à la fois les variables à expliquer (Π_i) et les variables explicatives (f_i) et 2. le ratio de Sharpe au carré des variables explicatives seules (f_i). $Sh_{max}^2(\alpha_i) = \hat{\alpha}_i^\top \hat{\Sigma}_{\epsilon_i}^{-1} \hat{\alpha}_i$ et $Sh_{max}^2(\alpha_i) = Sh_{max}^2(\Pi_i, f_i) - Sh_{max}^2(f_i)$. Plusieurs régressions sont menées à l'aide du modèle de Sharpe-Lintner-Black (1964) [638] [MÉDAF], le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) [261] [FF3F], le modèle à cinq facteurs (2015) [281] [FF5F], le modèle de Hou-Xue-Zhang (2015) [414] [HXZ], le modèle de Asness-Frazzini-Perdersen (2019) [30] [AFP] puis diverses combinaisons de facteurs explicatifs. Les résultats sont récoltés par panel et par modèle. Les panels A, B, C et D correspondent respectivement aux groupes : A, taille et *book-to-market*, B, taille et rentabilité opérationnelle, C, taille et investissement et D, taille et qualité. Chaque panel comprend 16 portefeuilles pondérés par capitalisation.

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + \epsilon_{i,t}$$

	GRS	$Sh_{max}(f)$	$Sh_{max}^2(f)$	$Sh_{max}(\Pi, f)$	$Sh_{max}^2(\Pi, f)$	$\hat{\alpha}_i^\top \hat{\Sigma}_{\epsilon_i}^{-1} \hat{\alpha}_i$	$\frac{T-N-K}{N}$	$1 + \hat{\mu}_f^\top \hat{\Omega}_f^{-1} \hat{\mu}_f$
Panel A	7,712	0,162	0,026	0,667	0,444	0,418	25,4	0,726
Panel B	8,022	0,162	0,026	0,679	0,461	0,435	25,4	0,726
Panel C	8,027	0,162	0,026	0,679	0,461	0,435	25,4	0,726
Panel D	7,079	0,162	0,026	0,640	0,410	0,384	25,4	0,726

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + \epsilon_{i,t}$$

	GRS	$Sh_{max}(f)$	$Sh_{max}^2(f)$	$Sh_{max}(\Pi, f)$	$Sh_{max}^2(\Pi, f)$	$\hat{\alpha}_i^\top \hat{\Sigma}_{\epsilon_i}^{-1} \hat{\alpha}_i$	$\frac{T-N-K}{N}$	$1 + \hat{\mu}_f^\top \hat{\Omega}_f^{-1} \hat{\mu}_f$
Panel A	3,335	0,485	0,236	0,673	0,453	0,218	25,3	0,607
Panel B	3,510	0,485	0,236	0,682	0,465	0,229	25,3	0,607
Panel C	3,840	0,485	0,236	0,697	0,486	0,251	25,3	0,607
Panel D	2,811	0,485	0,236	0,647	0,419	0,184	25,3	0,607

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + w_i(RMW_t) + c_i(AMC_t) + \epsilon_{i,t}$$

	GRS	$Sh_{max}(f)$	$Sh_{max}^2(f)$	$Sh_{max}(\Pi, f)$	$Sh_{max}^2(\Pi, f)$	$\hat{\alpha}_i^\top \hat{\Sigma}_{\epsilon_i}^{-1} \hat{\alpha}_i$	$\frac{T-N-K}{N}$	$1 + \hat{\mu}_f^\top \hat{\Omega}_f^{-1} \hat{\mu}_f$
Panel A	3,126	0,519	0,269	0,692	0,479	0,210	25,1	0,594
Panel B	3,350	0,519	0,269	0,703	0,494	0,225	25,1	0,594
Panel C	3,547	0,519	0,269	0,712	0,507	0,238	25,1	0,594
Panel D	2,860	0,519	0,269	0,679	0,461	0,192	25,1	0,594

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + w_i(RMW_t) + c_i(AMC_t) + \epsilon_{i,t}$$

	GRS	$Sh_{max}(f)$	$Sh_{max}^2(f)$	$Sh_{max}(\Pi, f)$	$Sh_{max}^2(\Pi, f)$	$\hat{\alpha}_i^\top \hat{\Sigma}_{\epsilon_i}^{-1} \hat{\alpha}_i$	$\frac{T-N-K}{N}$	$1 + \hat{\mu}_f^\top \hat{\Omega}_f^{-1} \hat{\mu}_f$
Panel A	7,676	0,223	0,050	0,690	0,475	0,426	25,3	0,714
Panel B	7,748	0,223	0,050	0,692	0,479	0,430	25,3	0,714
Panel C	8,087	0,223	0,050	0,706	0,498	0,449	25,3	0,714
Panel D	7,266	0,223	0,050	0,673	0,453	0,403	25,3	0,714

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}$$

	GRS	$Sh_{max}(f)$	$Sh_{max}^2(f)$	$Sh_{max}(\Pi, f)$	$Sh_{max}^2(\Pi, f)$	$\hat{\alpha}_i^\top \hat{\Sigma}_{\epsilon_i}^{-1} \hat{\alpha}_i$	$\frac{T-N-K}{N}$	$1 + \hat{\mu}_f^\top \hat{\Omega}_f^{-1} \hat{\mu}_f$
Panel A	7,834	0,211	0,045	0,691	0,477	0,432	25,3	0,715
Panel B	7,766	0,211	0,045	0,688	0,473	0,429	25,3	0,715
Panel C	7,828	0,211	0,045	0,690	0,477	0,432	25,3	0,715
Panel D	6,799	0,211	0,045	0,648	0,420	0,375	25,3	0,715

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t^+) + h_i(HML_t) + c_i(AMC_t) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}$$

	GRS	$Sh_{max}(f)$	$Sh_{max}^2(f)$	$Sh_{max}(\Pi, f)$	$Sh_{max}^2(\Pi, f)$	$\hat{\alpha}_i^\top \hat{\Sigma}_{\epsilon_i}^{-1} \hat{\alpha}_i$	$\frac{T-N-K}{N}$	$1 + \hat{\mu}_f^\top \hat{\Omega}_f^{-1} \hat{\mu}_f$
Panel A	3,186	0,523	0,274	0,699	0,488	0,214	25,1	0,592
Panel B	3,135	0,523	0,274	0,696	0,485	0,211	25,1	0,592
Panel C	3,563	0,523	0,274	0,717	0,514	0,240	25,1	0,592
Panel D	2,538	0,523	0,274	0,667	0,445	0,171	25,1	0,592

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t^+) + h_i(HML_t) + w_i(RMW_t) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}$$

	GRS	$Sh_{max}(f)$	$Sh_{max}^2(f)$	$Sh_{max}(\Pi, f)$	$Sh_{max}^2(\Pi, f)$	$\hat{\alpha}_i^\top \hat{\Sigma}_{\epsilon_i}^{-1} \hat{\alpha}_i$	$\frac{T-N-K}{N}$	$1 + \hat{\mu}_f^\top \hat{\Omega}_f^{-1} \hat{\mu}_f$
Panel A	4,113	0,488	0,238	0,713	0,508	0,269	25,1	0,609
Panel B	3,844	0,488	0,238	0,700	0,490	0,252	25,1	0,609
Panel C	4,311	0,488	0,238	0,722	0,521	0,282	25,1	0,609
Panel D	3,240	0,488	0,238	0,671	0,451	0,212	25,1	0,609

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t^+) + w_i(RMW_t) + a_i(AMC_t) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}$$

	GRS	$Sh_{max}(f)$	$Sh_{max}^2(f)$	$Sh_{max}(\Pi, f)$	$Sh_{max}^2(\Pi, f)$	$\hat{\alpha}_i^\top \hat{\Sigma}_{\epsilon_i}^{-1} \hat{\alpha}_i$	$\frac{T-N-K}{N}$	$1 + \hat{\mu}_f^\top \hat{\Omega}_f^{-1} \hat{\mu}_f$
Panel A	3,212	0,537	0,288	0,712	0,507	0,219	25,1	0,586
Panel B	3,266	0,537	0,288	0,714	0,510	0,222	25,1	0,586
Panel C	3,485	0,537	0,288	0,725	0,525	0,237	25,1	0,586
Panel D	2,695	0,537	0,288	0,687	0,472	0,184	25,1	0,586

TABLE 3.17 – Régressions en coupe transversale par la procédure de Fama-MacBeth par panel pour chaque combinaison de facteurs explicatifs français : janvier 1990 à juin 2016 [Partie 1]

La procédure de Fama et MacBeth (1973) [295] qualifiée de procédure en deux étapes relie la rentabilité des titres aux coefficients estimés de plusieurs primes de risque où $r_{i,t} - r_{f,t}$ est expliqué comme suit : $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i^1 f_{1,t} + \beta_i^2 f_{2,t} + \dots + \beta_i^k f_{k,t} + \epsilon_{i,t}$, on cherche à estimer les β^j où $j = 1, \dots, k$. Les coefficients de sensibilité affectés aux titres deviennent les variables indépendantes des régressions en coupe instantanée le mois suivant la période d'estimation chronologique avec $r_{i,t+1} = a_i + \lambda_i^1 \beta_{i,t}^1 + \lambda_i^2 \beta_{i,t}^2 + \dots + \lambda_i^k \beta_{i,t}^k + u_{i,t}$. Les coefficients de sensibilité sont en gras, les t statistiques sont indiqués au dessous de chaque coefficient et sont illustrés par un système d'étoiles où $*p < 0, 1$; $**p < 0, 05$; $***p < 0, 01$. Petersen (2009) [589] recommande que les estimations soient corrigées par la procédure de Newey-West afin de ne pas subir les effets d'autocorrélation. Les estimations sont conduites par la méthode des moments généralisée en ligne avec Cochrane (2009) [159].

		$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + \epsilon_{i,t}$			
	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N a_i$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{rM-rf}$			
Panel A	0,031 ***	-0,020 ***			
<i>t-stat</i>	6,508	-3,652			
Panel B	0,051 ***	-0,046 ***			
<i>t-stat</i>	6,424	-3,473			
Panel C	0,030 ***	0,019 ***			
<i>t-stat</i>	6,551	3,526			
Panel D	0,035 ***	0,026 ***			
<i>t-stat</i>	6,661	4,047			

		$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + \epsilon_{i,t}$			
	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N a_i$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{rM-rf}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{smb}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{hml}$	
Panel A	0,100 ***	0,109 ***	0,015 ***	0,015 *	
<i>t-stat</i>	3,092	1,497	3,884	1,820	
Panel B	0,018 ***	-0,010 ***	0,014 ***	0,006 ***	
<i>t-stat</i>	3,274	-1,525	3,966	1,136	
Panel C	0,014 **	0,007 ***	0,016 ***	0,009 ***	
<i>t-stat</i>	2,145	0,993	4,463	0,949	
Panel D	0,022 ***	-0,015 *	0,014 ***	0,007 ***	
<i>t-stat</i>	2,899	-1,735	4,000	1,206	

		$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + w_i(RMW_t) + c_i(AMC_t) + \epsilon_{i,t}$					
	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N a_i$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{rM-rf}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{smb}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{hml}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{rmw}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{amc}$	
Panel A	0,015 **	-0,008 ***	0,015 ***	0,004 ***	-0,006 ***	-0,003 ***	
<i>t-stat</i>	2,371	-1,084	4,077	0,974	-0,783	-0,279	
Panel B	0,010 ***	-0,002 ***	0,014 ***	0,009 ***	0,005 ***	0,001 ***	
<i>t-stat</i>	1,541	-0,300	3,775	1,299	1,393	0,147	
Panel C	0,011 *	-0,004 ***	0,015 ***	0,007 ***	0,003 ***	0,002 ***	
<i>t-stat</i>	1,768	-0,561	4,067	0,613	0,364	0,520	
Panel D	0,017 **	-0,011 ***	0,013 ***	0,011 ***	0,000 ***	0,019 *	
<i>t-stat</i>	1,973	-1,188	3,722	1,270	0,038	1,642	

		$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}$			
	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N a_i$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{rM-rf}$			$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{qmj}$
Panel A	0,031 ***	-0,021 ***			0,013 ***
<i>t-stat</i>	6,417	-3,752			3,202
Panel B	0,031 ***	-0,021 ***			0,008 *
<i>t-stat</i>	6,473	-3,475			1,723
Panel C	0,029 ***	-0,020 ***			0,044 ***
<i>t-stat</i>	6,288	-3,582			6,579
Panel D	0,035 ***	-0,027 ***			0,017 ***
<i>t-stat</i>	6,557	-4,245			6,472

		$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}$			
	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N a_i$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{rM-rf}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{smb}$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{qmj}$
Panel A	0,022 ***	-0,014 **	0,013 ***		0,028 ***
<i>t-stat</i>	3,839	-2,029	3,683		5,545
Panel B	0,021 ***	-0,012 *	0,015 ***		0,032 ***
<i>t-stat</i>	3,788	-1,858	4,013		6,166
Panel C	0,017 **	-0,009 ***	0,016 ***		0,029 ***
<i>t-stat</i>	2,541	-1,221	4,307		4,032
Panel D	0,026 ***	-0,019 **	0,015 ***		0,003 ***
<i>t-stat</i>	3,765	-2,340	4,237		0,967

TABLE 3.18 – Régressions en coupe transversale par la procédure de Fama-MacBeth par panel pour chaque combinaison de facteurs explicatifs français : janvier 1990 à juin 2016 [Partie 2]

La procédure de Fama et MacBeth (1973) [295] qualifiée de procédure en deux étapes relie la rentabilité des titres aux coefficients estimés de plusieurs primes de risque où $r_{i,t} - r_{f,t}$ est expliqué comme suit : $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i^1 f_{1,t} + \beta_i^2 f_{2,t} + \dots + \beta_i^k f_{k,t} + \epsilon_{i,t}$, on cherche à estimer les β^j où $j = 1, \dots, k$. Les coefficients de sensibilité affectés aux titres deviennent les variables indépendantes des régressions en coupe instantanée le mois suivant la période d'estimation chronologique avec $r_{i,t+1} = a_i + \lambda_i^1 \beta_{i,t}^1 + \lambda_i^2 \beta_{i,t}^2 + \dots + \lambda_i^k \beta_{i,t}^k + u_{i,t}$. Les coefficients de sensibilité sont en gras, les t statistiques sont indiqués au dessous de chaque coefficient et sont illustrés par un système d'étoiles où $*p < 0, 1$; $**p < 0, 05$; $***p < 0, 01$. Petersen (2009) [589] recommande que les estimations soient corrigées par la procédure de Newey-West afin de ne pas subir les effets d'autocorrélation. Les estimations sont conduites par la méthode des moments généralisée en ligne avec Cochrane (2009) [159].

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + c_i(AMC_t) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}$$

	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N a_i$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{rM-rf}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{smb}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{hml}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{amc}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{qmj}$
Panel A	0,012	0,009	0,015 ***	0,004	0,004	0,021 **
<i>t-stat</i>	1,588	1,038	4,000	0,995	0,406	2,385
Panel B	0,011 *	0,008	0,014 ***	0,008	0,001	0,020 ***
<i>t-stat</i>	1,941	1,091	3,740	1,295	0,112	3,557
Panel C	0,007	0,004	0,016 ***	0,012	0,001	0,027 **
<i>t-stat</i>	1,599	1,075	3,832	0,847	0,256	2,489
Panel D	0,017 **	0,018 **	0,012 ***	0,018 **	0,011	0,004
<i>t-stat</i>	2,188	2,067	3,487	2,309	1,039	1,367

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + w_i(RMW_t) + c_i(AMC_t) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}$$

	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N a_i$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{rM-rf}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{smb}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{rmw}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{amc}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{qmj}$
Panel A	0,011 *	0,004	0,014 ***	0,003	0,005	0,013 **
<i>t-stat</i>	1,706	0,430	3,901	0,504	0,612	1,961
Panel B	0,014 **	0,005	0,015 ***	0,005	0,007	0,007
<i>t-stat</i>	2,158	0,699	4,060	1,456	0,699	1,100
Panel C	0,014 **	0,006	0,016 ***	0,007	0,001	0,033 ***
<i>t-stat</i>	2,180	0,865	4,291	0,965	0,213	3,888
Panel D	0,019 **	0,012	0,014 ***	0,002	0,002	0,011 ***
<i>t-stat</i>	2,258	1,269	4,123	0,206	0,228	3,514

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + w_i(RMW_t) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}$$

	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N a_i$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{rM-rf}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{smb}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{hml}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{rmw}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{qmj}$
Panel A	0,020 ***	0,013	0,014 ***	0,006	0,001	0,020 **
<i>t-stat</i>	3,047	1,635	3,639	1,633	0,167	2,322
Panel B	0,010 *	-0,003	0,014 ***	0,012	0,005	0,000 ***
<i>t-stat</i>	1,875	-0,667	4,200	1,526	0,614	2,726
Panel C	0,011	0,005	0,016 ***	0,010	0,002	0,003 **
<i>t-stat</i>	1,601	0,616	4,334	1,154	0,321	2,174
Panel D	0,011	0,005	0,015 ***	0,006	0,006	0,011 ***
<i>t-stat</i>	1,365	0,562	4,384	0,855	0,853	3,691

TABLE 3.19 – Matrice de corrélation de Pearson et Spearman du panel A croisant la taille et le ratio *book-to-market* avec les variables indépendantes : janvier 1990 à juin 2016

Les titres du panel A ont été classés en quatre groupes de taille (1 à 4) et quatre groupes indépendants selon leurs ratios *book-to-market* (1 à 4 également). La réunion des deux classifications donne 16 portefeuilles au total. Le lettrage du portefeuille indique sa position (ex. S1BM4 correspond aux titres du premier quartile de taille S1, et du plus grand quartile du ratio *book-to-market*, BM4). Les coefficients de corrélation bleus correspondent à ceux de Spearman, les noirs à ceux de Pearson.

Corrélation de Spearman

	S1BM1	S1BM2	S1BM3	S1BM4	S2BM1	S2BM2	S2BM3	S2BM4	S3BM1	S3BM2	S3BM3	S3BM4	S4BM1	S4BM2	S4BM3	S4BM4	$r_M - r_f$	SMB	HML	RMV	AMC	QMJ	$SMB_{\frac{1}{2}}$	$SMB_{\frac{1}{3}}$	$SMB_{\frac{1}{4}}$	
S1BM1																										
S1BM2	0,40																									
S1BM3	0,38	0,48																								
S1BM4	0,35	0,39	0,44																							
S2BM1	0,32	0,44	0,28																							
S2BM2	0,39	0,47	0,37	0,61																						
S2BM3	0,47	0,54	0,38	0,55	0,64																					
S2BM4	0,41	0,55	0,42	0,44	0,48	0,60																				
S3BM1	0,38	0,42	0,33	0,73	0,67	0,58	0,47																			
S3BM2	0,37	0,54	0,34	0,56	0,53	0,67	0,60	0,62																		
S3BM3	0,63	0,39	0,54	0,43	0,57	0,56	0,69	0,61	0,59	0,73																
S3BM4	0,56	0,38	0,52	0,41	0,46	0,49	0,60	0,68	0,53	0,68	0,73															
S4BM1	0,34	0,18	0,30	0,17	0,41	0,34	0,36	0,31	0,45	0,47	0,46	0,42														
S4BM2	0,48	0,29	0,44	0,28	0,63	0,50	0,55	0,45	0,66	0,63	0,61	0,53	0,63													
S4BM3	0,47	0,35	0,42	0,28	0,50	0,48	0,56	0,46	0,58	0,66	0,61	0,57	0,61	0,78												
S4BM4	0,40	0,29	0,35	0,31	0,44	0,42	0,50	0,43	0,47	0,53	0,56	0,52	0,48	0,58	0,64											
$r_M - r_f$	0,49	0,32	0,42	0,27	0,60	0,49	0,54	0,45	0,65	0,64	0,63	0,57	0,84	0,86	0,83	0,74										
SMB	0,08	0,22	0,07	0,12	0,04	0,13	0,06	0,13	-0,08	-0,16	-0,10	-0,12	-0,62	-0,47	-0,50	-0,53	-0,62									
HML	-0,02	0,13	0,08	0,25	-0,30	-0,05	0,14	0,35	-0,13	0,08	0,10	0,22	-0,35	-0,08	0,10	0,44	-0,07	-0,04								
RMV	-0,08	0,02	-0,11	-0,18	-0,21	-0,06	-0,20	-0,18	-0,16	-0,15	-0,09	-0,17	0,02	-0,20	-0,19	-0,39	-0,18	0,17	-0,30	0,11						
AMC	0,19	0,05	0,06	0,04	0,37	0,23	0,14	0,00	0,31	0,04	0,04	0,04	-0,10	0,22	0,03	-0,15	0,02	0,26	-0,29	0,11						
QMJ	0,05	-0,04	-0,02	-0,06	-0,13	0,00	-0,04	0,00	-0,05	-0,05	-0,03	-0,03	-0,16	-0,03	-0,03	0,08	-0,08	0,00	0,24	-0,04	-0,03					
$SMB_{\frac{1}{2}}$	0,49	0,56	0,43	0,42	0,50	0,55	0,53	0,56	0,41	0,31	0,38	0,33	-0,16	0,08	0,04	-0,04	0,00	0,78	0,00	0,04	0,32	-0,03				
$SMB_{\frac{1}{3}}$	-0,01	0,09	-0,04	-0,02	0,00	0,05	-0,05	-0,03	-0,12	-0,27	-0,22	-0,25	-0,67	-0,47	-0,55	-0,62	-0,68	0,94	-0,13	0,21	0,51	0,01	0,65			
$SMB_{\frac{1}{4}}$	0,46	0,55	0,43	0,39	0,43	0,51	0,49	0,56	0,33	0,31	0,38	0,35	-0,09	0,01	0,02	-0,04	0,00	0,73	0,00	0,03	0,00	0,94	0,48			
$SMB_{\frac{1}{4}}$	0,46	0,55	0,43	0,40	0,43	0,51	0,50	0,56	0,33	0,31	0,38	0,35	-0,10	0,01	0,02	-0,03	0,00	0,73	0,01	0,00	0,00	0,94	0,51	1,00		

Corrélation de Pearson

TABLE 3.20 – Matrice de corrélation de Pearson et Spearman du panel B croisant la taille et le ratio de rentabilité opérationnelle ainsi que les variables indépendantes : janvier 1990 à juin 2016

Les titres du panel A ont été classés en quatre groupes de taille (1 à 4) et quatre groupes indépendants selon leurs ratios de rentabilité opérationnelle (1 à 4 également). La réunion des deux classifications donne 16 portefeuilles au total. Le lettrage du portefeuille indique sa position (ex. S1OP4 correspond aux titres du premier quartile de taille S1, et du plus grand quartile du ratio de rentabilité opérationnelle, OP4). Les coefficients de corrélation bleus correspondent à ceux de Spearman, les noirs à ceux de Pearson.

Corrélation de Spearman

	S1OP1	S1OP2	S1OP3	S1OP4	S2OP1	S2OP2	S2OP3	S2OP4	S3OP1	S3OP2	S3OP3	S3OP4	S4OP1	S4OP2	S4OP3	S4OP4	$r_M - r_f$	SMB	HML	RMW	AMC	QM/J	SMB_{t-1}^1	SMB_{t-1}^{23}	SMB_{t-1}^{42}	SMB_{t-1}^{34}			
S1OP1	0.36																												
S1OP2	0.34	0.41																											
S1OP3	0.37	0.40	0.36																										
S1OP4	0.33	0.40	0.36	0.43																									
S2OP1	0.40	0.48	0.49	0.51	0.54																								
S2OP2	0.40	0.48	0.49	0.51	0.54	0.58																							
S2OP3	0.42	0.55	0.53	0.52	0.62	0.70	0.67																						
S2OP4	0.33	0.48	0.48	0.45	0.63	0.60	0.67	0.63																					
S3OP1	0.45	0.46	0.45	0.39	0.54	0.52	0.57	0.52	0.63																				
S3OP2	0.34	0.47	0.52	0.50	0.54	0.69	0.64	0.59	0.63	0.61																			
S3OP3	0.39	0.53	0.53	0.51	0.61	0.66	0.72	0.68	0.61	0.71	0.70																		
S3OP4	0.39	0.49	0.44	0.49	0.64	0.63	0.72	0.67	0.54	0.64	0.73	0.74																	
S4OP1	0.32	0.33	0.34	0.35	0.43	0.50	0.50	0.47	0.54	0.58	0.53	0.55	0.67																
S4OP2	0.31	0.35	0.37	0.42	0.46	0.54	0.53	0.49	0.57	0.62	0.64	0.60	0.60	0.64															
S4OP3	0.20	0.25	0.30	0.34	0.40	0.44	0.45	0.44	0.41	0.51	0.55	0.54	0.56	0.56	0.67														
S4OP4	0.27	0.36	0.38	0.35	0.43	0.48	0.53	0.46	0.46	0.58	0.60	0.60	0.60	0.64	0.66	0.67													
$r_M - r_f$	0.29	0.35	0.39	0.42	0.50	0.53	0.58	0.54	0.53	0.63	0.67	0.67	0.67	0.79	0.83	0.86	0.82												
SMB	0.13	0.14	0.04	0.17	0.16	0.06	0.06	0.11	-0.10	-0.11	-0.10	-0.09	-0.09	-0.51	-0.48	-0.60	-0.48	-0.62											
HML	0.19	0.11	0.10	0.05	-0.11	0.18	0.04	-0.09	0.17	0.06	0.03	-0.06	0.27	0.05	0.27	0.05	0.56	0.74	0.05										
RMW	-0.33	-0.11	0.01	0.13	-0.40	-0.17	-0.14	0.01	-0.28	-0.09	-0.09	-0.13	-0.52	-0.16	-0.09	0.07	0.18	0.17	-0.30										
AMC	0.03	0.14	0.08	0.14	0.29	0.11	0.18	0.29	0.00	0.03	0.16	0.25	-0.09	0.07	0.03	0.08	0.02	0.26	-0.29	0.11									
QM/J	-0.03	0.05	0.05	-0.04	-0.09	0.00	0.00	-0.07	-0.08	-0.02	-0.04	-0.04	0.05	0.04	-0.17	-0.04	-0.08	0.00	0.24	-0.04	-0.03								
SMB_{t-1}^1	0.42	0.47	0.38	0.56	0.59	0.52	0.55	0.56	0.31	0.36	0.41	0.42	0.01	0.05	-0.11	0.04	0.00	0.78	0.00	0.04	0.32	-0.03							
SMB_{t-1}^{23}	0.02	0.05	-0.04	0.06	0.08	-0.06	-0.05	0.03	-0.21	-0.23	-0.19	-0.15	-0.59	-0.53	-0.63	-0.52	-0.68	0.94	-0.13	0.21	0.51	0.01	0.65						
SMB_{t-1}^{42}	0.41	0.43	0.36	0.54	0.53	0.50	0.51	0.50	0.31	0.37	0.37	0.35	0.02	0.03	-0.11	0.03	0.00	0.73	0.00	0.03	0.00	0.94	0.51						
SMB_{t-1}^{34}	0.42	0.44	0.36	0.53	0.54	0.50	0.51	0.50	0.32	0.37	0.37	0.35	0.03	0.03	-0.11	0.02	0.00	0.73	0.01	0.00	0.00	0.94	0.51	1.00					

Corrélation de Pearson

TABLE 3.21 – Matrice de corrélation de Pearson et Spearman du panel C croisant la taille et le taux de variation du total actif *i.e.* l'effet d'investissement ainsi que les variables indépendantes : janvier 1990 à juin 2016

Les titres du panel C ont été classés en quatre groupes de taille (1 à 4) et quatre groupes indépendants selon leurs taux de variation du total actif *i.e.* l'effet d'investissement (1 à 4 également). La réunion des deux classifications donne 16 portefeuilles au total. Le lettrage du portefeuille indique sa position (ex. S1INV4 correspond aux titres du premier quartile de taille S1, et du plus grand quartile de l'investissement, INV4). Les coefficients de corrélation bleus correspondent à ceux de Spearman, les noirs à ceux de Pearson.

Corrélation de Spearman

	SIINV1	SIINV2	SIINV3	S2INV4	S2INV3	S2INV2	S2INV1	S1INV4	S1INV3	S1INV2	S1INV1	S3INV4	S3INV3	S3INV2	S3INV1	S4INV4	S4INV3	S4INV2	S4INV1	$r_M - r_f$	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>RMW</i>	<i>AMC</i>	<i>QM/J</i>	$SMB_{1/2}^\perp$	$SMB_{3/4}^\perp$	$SMB_{4/4}^\perp$			
SIINV1	0.43																														
SIINV2	0.44	0.46																													
SIINV3	0.40	0.39	0.40																												
SIINV4	0.42	0.38	0.42	0.39	0.45																										
S2INV1	0.54	0.51	0.49	0.47	0.65	0.52																									
S2INV2	0.49	0.44	0.49	0.47	0.65	0.61	0.60																								
S2INV3	0.52	0.52	0.54	0.48	0.65	0.63	0.60	0.65																							
S2INV4	0.49	0.42	0.46	0.47	0.62	0.62	0.54	0.67	0.71																						
S3INV1	0.54	0.46	0.47	0.46	0.62	0.60	0.61	0.68	0.61	0.48																					
S3INV2	0.46	0.48	0.44	0.47	0.64	0.64	0.64	0.62	0.47	0.47	0.68																				
S3INV3	0.49	0.40	0.51	0.52	0.65	0.58	0.72	0.65	0.61	0.72	0.65	0.61	0.60																		
S3INV4	0.51	0.40	0.51	0.47	0.64	0.58	0.69	0.74	0.55	0.74	0.55	0.66	0.75	0.60																	
S4INV1	0.29	0.26	0.30	0.28	0.37	0.46	0.42	0.42	0.35	0.32	0.32	0.42	0.43	0.60	0.55																
S4INV2	0.40	0.36	0.38	0.45	0.52	0.48	0.54	0.56	0.55	0.54	0.61	0.62	0.61	0.60	0.53	0.78															
S4INV3	0.36	0.32	0.39	0.41	0.53	0.51	0.55	0.47	0.53	0.57	0.53	0.61	0.61	0.60	0.60	0.74	0.80														
S4INV4	0.35	0.31	0.40	0.36	0.44	0.49	0.53	0.45	0.53	0.52	0.53	0.60	0.60	0.60	0.50	0.63	0.71	0.78													
$r_M - r_f$	0.41	0.34	0.43	0.44	0.52	0.55	0.59	0.54	0.60	0.60	0.60	0.65	0.63	0.71	0.83	0.87	0.78	0.80	0.78	0.82	0.86	0.80	0.89	0.82	0.86	0.81	0.87	0.78	0.82	0.86	0.81
<i>SMB</i>	0.09	0.07	0.04	0.06	0.10	0.00	0.07	0.15	-0.17	-0.15	-0.17	-0.06	-0.60	-0.43	-0.51	-0.47	-0.62	-0.61	-0.61	-0.61	-0.61	-0.61	-0.61	-0.61	-0.61	-0.61	-0.61	-0.61	-0.61	-0.61	
<i>HML</i>	0.15	0.17	0.07	-0.02	0.09	0.12	0.01	-0.16	0.19	0.15	-0.07	-0.08	0.11	0.02	-0.03	-0.03	-0.07	-0.04	-0.04	-0.04	-0.04	-0.04	-0.04	-0.04	-0.04	-0.04	-0.04	-0.04	-0.04	-0.04	-0.04
<i>RMW</i>	-0.28	-0.07	-0.08	-0.09	-0.23	-0.12	-0.14	-0.20	-0.25	-0.12	-0.10	-0.26	-0.19	-0.17	-0.10	-0.18	-0.18	-0.18	-0.18	-0.18	-0.18	-0.18	-0.18	-0.18	-0.18	-0.18	-0.18	-0.18	-0.18	-0.18	-0.18
<i>AMC</i>	0.04	0.02	0.14	0.18	-0.01	0.02	0.22	0.45	-0.04	-0.04	-0.04	0.20	0.32	-0.40	0.10	0.14	0.36	0.62	0.26	0.26	0.11	0.19	0.19	0.07	0.07	0.12	0.28	0.28	0.16	0.02	0.02
<i>QM/J</i>	0.01	0.04	-0.02	-0.01	-0.03	-0.03	-0.10	-0.03	0.01	-0.09	-0.07	-0.03	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.08	0.00	0.24	-0.04	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03
$SMB_{1/4}^\perp$	0.47	0.38	0.40	0.43	0.56	0.45	0.56	0.60	0.28	0.29	0.43	0.40	0.44	0.11	0.04	0.02	0.04	0.02	0.78	0.00	0.04	0.32	0.32	0.32	0.32	0.32	0.32	0.32	0.32	0.32	0.32
$SMB_{3/4}^\perp$	-0.03	-0.03	-0.04	-0.01	-0.07	-0.14	-0.03	0.11	-0.29	-0.27	-0.15	-0.10	-0.48	-0.53	-0.41	-0.68	0.94	-0.13	0.21	0.51	0.01	0.65	0.65	0.65	0.65	0.65	0.65	0.65	0.65	0.65	0.65
$SMB_{4/4}^\perp$	0.47	0.38	0.36	0.39	0.59	0.46	0.50	0.49	0.29	0.31	0.39	0.36	-0.01	0.08	-0.01	-0.11	0.00	0.73	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
$SMB_{1/2}^\perp$	0.47	0.38	0.36	0.39	0.59	0.46	0.50	0.49	0.29	0.31	0.39	0.36	-0.01	0.08	-0.01	-0.11	0.00	0.73	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
$SMB_{3/4}^\perp$	0.47	0.38	0.36	0.39	0.59	0.46	0.50	0.49	0.29	0.31	0.39	0.36	-0.01	0.08	-0.01	-0.11	0.00	0.73	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Corrélation de Pearson

TABLE 3.22 – Matrice de corrélation de Pearson et Spearman du panel D croisant la taille et le ratio de qualité ainsi que les variables indépendantes : janvier 1990 à juin 2016

Les titres du panel D ont été classés en quatre groupes indépendants selon leurs ratios de qualité (1 à 4 également). La réunion des deux classifications donne 16 portefeuilles au total. Le lettrage du portefeuille indique sa position (ex. SIQ4 correspond aux titres du premier quartile de taille S1, et du plus grand quartile du ratio de qualité, Q4). Les coefficients de corrélation bleus correspondent à ceux de Spearman, les noirs à ceux de Pearson.

		<i>Corrélation de Spearman</i>															
		SIQL1	SIQL2	SIQL3	SIQL4	S2QL1	S2QL2	S2QL3	S2QL4	S3QL1	S3QL2	S3QL3	S3QL4	S4QL1	S4QL2	S4QL3	S4QL4
SIQL1	0.44	0.42	0.36	0.39	0.40	0.56	0.48	0.52	0.45	0.59	0.63	0.55	0.70	0.68	0.63	0.54	0.54
SIQL2	0.36	0.44	0.39	0.40	0.47	0.57	0.52	0.61	0.51	0.69	0.66	0.73	0.77	0.76	0.62	0.55	0.59
SIQL3	0.36	0.39	0.44	0.43	0.52	0.53	0.52	0.49	0.44	0.58	0.48	0.54	0.54	0.53	0.47	0.45	0.48
SIQL4	0.36	0.39	0.36	0.40	0.43	0.53	0.49	0.54	0.44	0.58	0.48	0.54	0.54	0.53	0.47	0.45	0.48
S2QL1	0.36	0.26	0.40	0.40	0.43	0.59	0.56	0.57	0.50	0.59	0.56	0.61	0.36	0.45	0.42	0.42	0.46
S2QL2	0.49	0.46	0.45	0.49	0.56	0.67	0.68	0.63	0.74	0.70	0.70	0.74	0.45	0.60	0.53	0.56	0.58
S2QL3	0.46	0.47	0.47	0.45	0.60	0.69	0.66	0.63	0.70	0.69	0.66	0.73	0.47	0.58	0.56	0.54	0.58
S2QL4	0.48	0.44	0.47	0.56	0.54	0.69	0.66	0.59	0.69	0.63	0.64	0.62	0.43	0.54	0.53	0.49	0.54
S3QL1	0.40	0.37	0.38	0.43	0.37	0.55	0.52	0.51	0.57	0.63	0.75	0.77	0.55	0.60	0.60	0.62	0.65
S3QL2	0.44	0.44	0.51	0.44	0.56	0.74	0.71	0.68	0.64	0.61	0.76	0.76	0.52	0.64	0.64	0.60	0.67
S3QL3	0.46	0.46	0.44	0.41	0.53	0.70	0.68	0.64	0.61	0.58	0.75	0.75	0.52	0.64	0.64	0.60	0.67
S3QL4	0.46	0.37	0.48	0.50	0.60	0.74	0.68	0.69	0.58	0.58	0.79	0.79	0.53	0.65	0.63	0.65	0.70
S4QL1	0.28	0.26	0.30	0.23	0.35	0.43	0.54	0.42	0.35	0.51	0.48	0.47	0.53	0.57	0.51	0.59	0.69
S4QL2	0.39	0.41	0.44	0.41	0.42	0.58	0.61	0.58	0.51	0.61	0.69	0.67	0.53	0.62	0.62	0.66	0.73
S4QL3	0.33	0.32	0.45	0.29	0.38	0.50	0.53	0.52	0.46	0.59	0.66	0.61	0.47	0.70	0.69	0.66	0.78
S4QL4	0.26	0.28	0.37	0.27	0.37	0.48	0.48	0.47	0.40	0.54	0.55	0.59	0.54	0.62	0.68	0.68	0.87
$r_M - r_I$	0.34	0.35	0.43	0.31	0.44	0.55	0.60	0.55	0.49	0.64	0.69	0.68	0.71	0.74	0.82	0.88	0.92
SMB	0.14	0.19	-0.06	0.16	0.20	0.09	0.06	0.09	-0.08	-0.08	-0.14	-0.12	-0.37	-0.35	-0.51	-0.61	-0.62
HML	0.14	0.17	-0.03	0.07	-0.16	0.10	-0.04	0.01	0.07	0.03	0.03	0.09	-0.20	0.06	0.02	0.12	-0.07
RMW	-0.17	0.09	-0.16	-0.11	-0.24	-0.17	-0.08	-0.13	-0.18	-0.13	-0.08	-0.24	-0.15	-0.16	-0.15	-0.31	-0.18
AMC	0.14	0.04	0.17	0.12	0.34	0.12	0.25	0.17	0.03	0.15	0.13	0.17	-0.02	0.08	0.12	-0.02	0.02
QMJ	-0.22	0.00	0.00	0.30	-0.15	0.00	-0.15	0.15	-0.12	-0.06	-0.06	0.05	-0.39	-0.04	0.00	0.14	-0.08
SMB ^{1/4}	0.47	0.54	0.27	0.46	0.58	0.56	0.55	0.55	0.30	0.42	0.38	0.40	0.07	0.15	0.01	-0.07	0.00
SMB ^{1/2}	0.05	0.05	-0.09	0.07	0.14	-0.04	-0.03	-0.02	-0.17	-0.17	-0.24	-0.21	-0.44	-0.41	-0.53	-0.66	-0.68
SMB ^{3/4}	0.42	0.54	0.23	0.46	0.50	0.54	0.49	0.53	0.29	0.39	0.35	0.35	0.08	0.12	-0.04	-0.07	0.00
SMB ⁴	0.42	0.53	0.23	0.46	0.51	0.54	0.49	0.53	0.30	0.39	0.35	0.36	0.08	0.12	-0.04	-0.07	0.00
AMC	0.11	-0.15	0.10	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12
RMW	-0.12	0.07	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02
QMJ	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
SMB ^{1/4}	0.44	0.47	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43
SMB ^{1/2}	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43
SMB ^{3/4}	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43
SMB ⁴	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43

Corrélation de Pearson

FIGURE 3.5 – Moyenne des rentabilités mensuelles par mois par quartile de taille pour chaque panel

La figure ci-dessous présente graphiquement l'évolution par mois de la moyenne des rentabilités mensuelles pour chaque quartile de taille selon le panel (A à D).

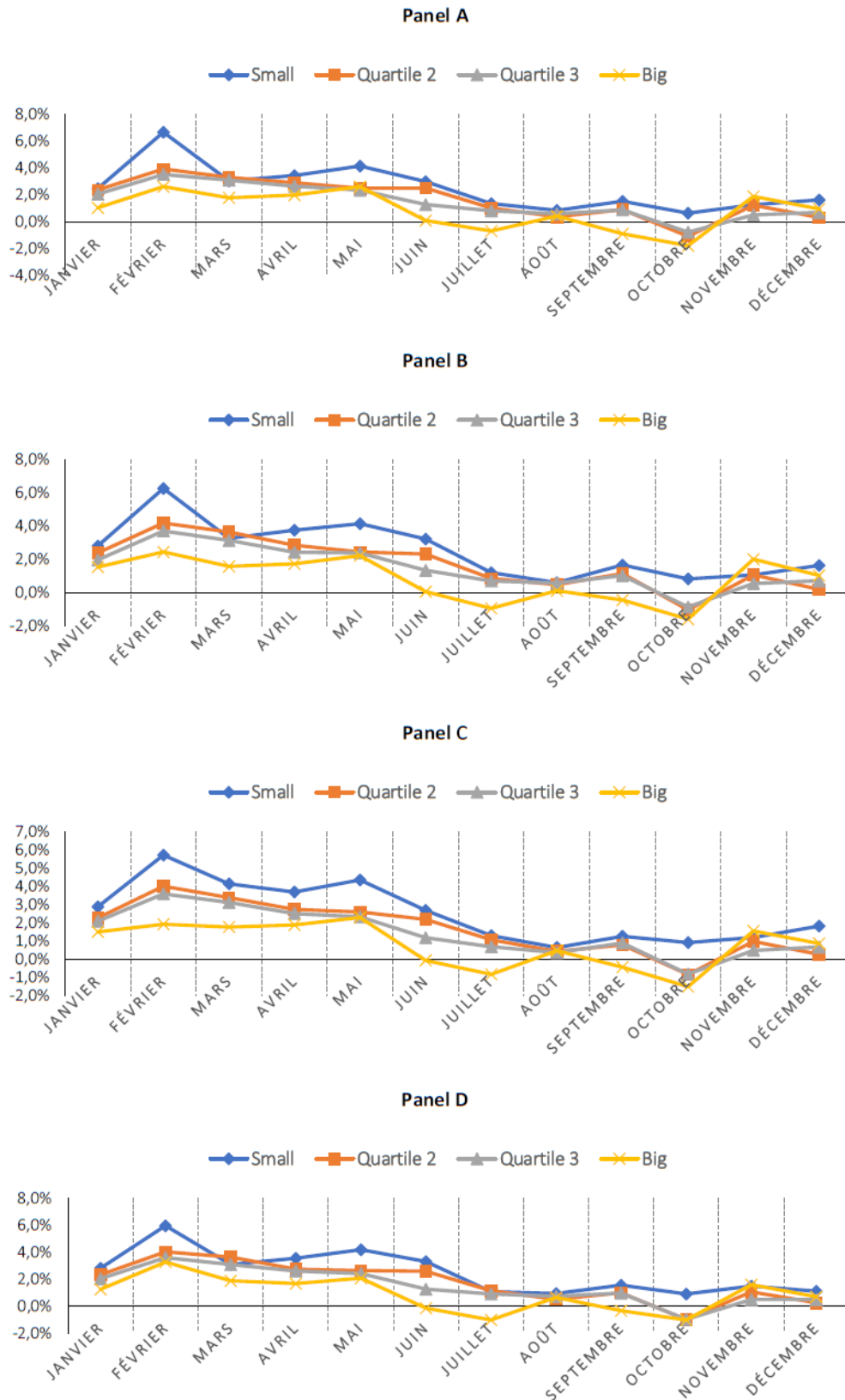


TABLE 3.24 – Régression en série temporelle de chaque facteur explicatif par les autres facteurs explicatifs : janvier 1990 à juin 2016

$r_M - r_f$ est la prime de risque du marché français. SMB , HML , RMW , AMC et QMJ sont respectivement l'effet taille, value, rentabilité opérationnelle, investissement inversé et qualité.

Variables dépendantes																				
	SMB	$r_M - r_f$	HML	$r_M - r_f$	SMB	HML	RMW	AMC	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	SMB	HML	RMW	AMC	QMJ	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	
$r_M - r_f$	-0,523*** (0,087)		-0,137** (0,062)		-0,518*** (0,036)	-0,106* (0,050)	-0,131** (0,051)	0,190*** (0,049)	-0,044 (0,042)	-0,066 (0,043)	-0,075* (0,044)	0,008 (0,084)	0,008 (0,084)		-0,517*** (0,035)	-0,079 (0,057)	-0,122** (0,051)	0,193*** (0,049)	-0,054 (0,043)	
SMB		-0,744*** (0,053)	-0,148** (0,074)	-0,776*** (0,054)		-0,004 (0,073)	0,036 (0,063)	0,365*** (0,058)	-0,101** (0,050)	-0,115** (0,053)	-0,120** (0,055)		-0,077* (0,041)	-0,784*** (0,054)		0,039 (0,071)	0,051 (0,063)	0,372*** (0,059)	-0,119** (0,053)	
HML		-0,085** (0,042)		-0,096* (0,051)	-0,002 (0,044)		-0,263*** (0,047)	-0,212*** (0,047)	0,190*** (0,040)	0,174** (0,039)	0,200*** (0,041)	0,200*** (0,041)	0,205*** (0,041)	-0,077 (0,056)	0,025 (0,045)		-0,287*** (0,048)	-0,225*** (0,048)	0,200*** (0,041)	
RMW				-0,158** (0,061)	0,029 (0,051)	-0,350*** (0,062)	0,013 (0,055)	0,098** (0,047)	0,098** (0,047)	0,094** (0,048)	0,106** (0,047)	0,106** (0,047)	0,106** (0,047)	-0,148** (0,062)	0,041 (0,051)	-0,360*** (0,060)		0,007 (0,056)	0,098** (0,047)	
AMC				0,238** (0,062)	0,305*** (0,049)	-0,293*** (0,064)	0,014 (0,058)		0,050 (0,048)	0,050 (0,048)	-0,010 (0,048)	0,012 (0,046)	0,036 (0,047)	0,036 (0,047)	0,241** (0,062)	0,306*** (0,048)	-0,289*** (0,062)	0,007 (0,057)	0,048 (0,048)	0,048 (0,048)
QMJ														-0,092 (0,074)	-0,134** (0,060)	0,353*** (0,073)	0,138** (0,067)	0,066 (0,066)		
α	0,015*** (0,002)	0,016*** (0,002)	0,004 (0,003)	0,017*** (0,002)	0,014*** (0,002)	0,004 (0,003)	0,005** (0,002)	-0,004 (0,002)	0,002 (0,002)	0,003 (0,002)	0,003 (0,002)	0,0005 (0,002)	0,001 (0,002)	0,017*** (0,002)	0,015*** (0,002)	0,003 (0,002)	0,005** (0,002)	-0,004* (0,002)	0,002 (0,002)	
R^2	0,391	0,392	0,017	0,432	0,459	0,171	0,134	0,185	0,086	0,076	0,020	0,074	0,084	0,435	0,468	0,229	0,146	0,188	0,089	
Adj. R^2	0,387	0,388	0,011	0,425	0,452	0,160	0,123	0,175	0,074	0,065	0,007	0,062	0,073	0,426	0,459	0,217	0,132	0,175	0,074	
test VIF	1,631	1,634	1,011	1,739	1,825	1,190	1,140	1,212	1,080	1,070	1,007	1,066	1,079	1,742	1,848	1,277	1,152	1,212	1,080	

Note : *p<0,1 ; **p<0,05 ; ***p<0,01

TABLE 3.25 – Résultats des régressions en séries chronologiques estimées par les MCO avec le modèle à trois facteurs de Fama et French dont le facteur taille est orthogonalisé sur les panels A, B, C et D : janvier 1990 à juin 2016

Le modèle de Fama et French à trois facteurs, dont le facteur taille est orthogonalisé, est estimé par les MCO. Le facteur SMB, dans sa version orthogonalisée, est obtenu par la procédure suivante : $SMB_{v1}^{\perp} = SMB_t - \left[\lambda_1^{smb}(r_{M_t} - r_{f_t}) + \lambda_2^{smb}(HML_t) \right]$. Chaque panel regroupe seize portefeuilles formant pour chacun une unique stratégie. Chaque stratégie régressée est nette de l'EURIBOR à maturité 3 mois. Le tableau ci-dessous présente, en gras, les coefficients de sensibilité aux primes de risque du marché (β_i^{rM-rf}), de la taille ($s_i^{smb\perp}$) et de l'effet de substance (h_i^{hml}). Les valeurs situées sous les coefficients de sensibilité correspondent aux t -statistiques dont les niveaux de significativité sont représentés par un système d'étoile où * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

	Panel A			Panel B			Panel C			Panel D							
	Book-to-Market			Operating profitability			Investment			Quality							
	Low	2	3	High	Weak	2	3	Robust	Cons.	2	3	Aggr.	Junk	2	3	Quality	
Intercepts	Small	0,01 ***	0,00	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,02 ***	0,01 *	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,00	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***
	2	3,67	-0,77	4,38	1,25	3,74	5,61	1,73	3,09	4,46	3,47	3,86	2,87	0,99	4,12	3,29	3,29
	3	0,00	0,00	0,00	-0,01 ***	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,01 **	-0,01 **	0,00	0,00	0,00	0,00
Intercpts	Small	0,00	0,00 *	0,00 *	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00 **	0,00	0,00 *	0,01 **	0,00	0,00	0,00	0,00
	2	-0,72	1,72	1,65	0,19	1,89	0,96	-0,55	1,68	1,98	0,13	-1,95	2,41	0,28	0,59	0,13	0,13
	3	0,01 ***	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00 *	0,00	-0,01	0,00	0,01 ***	0,00	0,00
Market Premium	Small	0,58 ***	0,48 ***	0,42 ***	0,35 ***	0,34 ***	0,41 ***	0,61 ***	0,42 ***	0,34 ***	0,51 ***	0,61 ***	0,40 ***	0,40 ***	0,49 ***	0,51 ***	0,37 ***
	2	12,15	7,68	9,47	6,55	7,95	8,41	10,77	9,92	7,51	9,55	9,89	7,82	8,66	8,83	6,64	6,64
	3	0,71 ***	0,45 ***	0,51 ***	0,48 ***	0,50 ***	0,54 ***	0,59 ***	0,48 ***	0,50 ***	0,51 ***	0,68 ***	0,50 ***	0,51 ***	0,64 ***	0,64 ***	0,50 ***
Orthogonal size	Small	0,73 ***	0,58 ***	0,52 ***	0,54 ***	0,55 ***	0,58 ***	0,69 ***	0,60 ***	0,46 ***	0,61 ***	0,82 ***	0,44 ***	0,63 ***	0,63 ***	0,63 ***	0,63 ***
	2	17,74	16,56	17,06	14,82	12,67	16,49	18,98	15,35	14,58	18,17	18,56	10,75	18,14	20,32	20,15	20,15
	3	1,03 ***	0,88 ***	0,92 ***	1,33 ***	1,29 ***	0,89 ***	1,05 ***	0,82 ***	1,18 ***	0,89 ***	0,94 ***	1,19 ***	0,83 ***	0,83 ***	1,00 ***	1,00 ***
Value	Small	0,88 ***	1,25 ***	0,66 ***	0,72 ***	0,68 ***	0,60 ***	1,23 ***	0,72 ***	0,56 ***	0,71 ***	0,90 ***	0,82 ***	1,11 ***	0,49 ***	0,84 ***	0,84 ***
	2	12,11	13,10	9,73	8,98	10,38	8,01	14,17	10,97	8,12	8,75	9,60	10,44	12,85	5,56	9,91	9,91
	3	0,94 ***	0,79 ***	0,74 ***	0,86 ***	0,73 ***	0,78 ***	0,94 ***	0,78 ***	0,62 ***	0,73 ***	1,18 ***	1,03 ***	0,79 ***	0,90 ***	0,76 ***	0,76 ***
Value	Small	0,70 ***	0,43 ***	0,48 ***	0,47 ***	0,48 ***	0,55 ***	0,66 ***	0,42 ***	0,34 ***	0,62 ***	0,85 ***	0,40 ***	0,63 ***	0,52 ***	0,56 ***	0,56 ***
	2	11,23	8,03	10,23	8,38	7,27	9,45	11,92	7,03	7,15	12,04	12,65	6,51	11,82	10,99	11,66	11,66
	3	-0,30 ***	0,12 ***	0,06	-0,11	0,03	0,08 *	-0,21 ***	-0,32 ***	0,18 ***	0,06	0,04	0,17 *	0,25 ***	0,01	-0,12 ***	-0,12 ***
Value	Small	0,02	0,27 ***	0,13 **	0,36 ***	0,14 ***	0,15 ***	0,13 **	0,21 ***	0,21 ***	0,13 **	0,02	0,21 ***	0,30 ***	0,00	0,12 *	0,12 *
	2	0,42	3,70	2,45	4,55	2,90	2,68	2,02	4,26	4,02	2,17	0,25	3,61	4,62	-0,01	1,86	1,86
	3	-0,37 ***	-0,02	0,19 ***	-0,44 ***	-0,10 **	0,23 ***	-0,07	0,13 ***	0,13 ***	0,05	-0,19 ***	-0,17 ***	0,15 ***	0,00	0,05	0,05
Value	Small	-0,12 **	0,13 ***	0,13 ***	0,27 ***	0,10 ***	0,08 **	-0,01	0,26 ***	0,17 ***	-0,03	-0,04	0,10 **	0,08 **	0,09 **	0,14 ***	0,14 ***
	2	-8,17	-0,52	5,14	11,63	-2,10	6,13	-1,57	3,60	4,10	1,61	-3,89	-3,28	4,23	-0,03	0,09 **	0,09 **
	3	-0,42 ***	-0,02	0,20 ***	0,97 ***	0,61 ***	0,13 **	-0,24 ***	0,28 ***	0,10 ***	0,04	0,03	-0,29 ***	0,14 ***	0,09 **	0,24 ***	0,24 ***
Value	Small	-11,97	-0,57	5,21	18,51	11,24	-6,14	-0,75	4,80	2,65	1,09	0,72	-3,75	2,96	2,52	7,35	7,35
	2	0,42	3,70	2,45	4,55	2,90	2,68	2,02	4,26	4,02	2,17	0,25	3,61	4,62	-0,01	1,86	1,86
	3	-0,37 ***	-0,02	0,19 ***	-0,44 ***	-0,10 **	0,23 ***	-0,07	0,13 ***	0,13 ***	0,05	-0,19 ***	-0,17 ***	0,15 ***	0,00	0,05	0,05

Chapitre 4

Les modèles d'évaluation des actifs financiers et les co-moments d'ordres supérieurs à deux appliqués au cas français

4.1 Introduction

Ce chapitre⁵⁵ poursuit le débat relatif aux limites du MÉDAF en vue d'expliquer les rentabilités de diverses stratégies d'investissement. Cette étude s'interroge sur le caractère potentiellement restrictif de la formulation du modèle de référence. Ce dernier s'appuie, en effet, sur les deux premiers moments, car l'investisseur, selon Markowitz (1952) [522], cherche à optimiser son investissement sur la seule base du couple espérance-variance. L'auteur avance par ailleurs que « [...] *the investor does (or should) consider expected return a desirable thing and variance of return an undesirable thing* » (p.77). Or ces deux paramètres ne suffisent pas à expliquer les anomalies-primés de risque (Rubinstein, 1973 [624], Ingersoll 1975 [420], Kraus et Litzenberger, 1976 [463] et Dittmar, 2002 [206] entre autres). Mitton et Vorkink (2007) [541] soutiennent que les investisseurs cherchent des titres dont les distributions de rentabilité sont asymétriques à droite. Cette motivation, qui s'affranchie des restrictions

55. Une partie de cette étude a été présentée en conférences :

- 25th Global Finance Conference (GFC), Paris, July 3rd - 5th, 2018 ;
- 35th Spring International Conference of the French Finance Association (AFFI), Paris, May 22nd - 24th, 2018 ;

paramétriques posées par Markowitz (1952) [522], suggère que le MÉDAF, tel qu'il fut développé, fournit une vision quelque peu « simpliste » du processus d'investissement. Le travail de Mitton et Vorkink (2007) [541] indique, par exemple, que de nombreux gérants de fonds admettent être conscients qu'ils sacrifient les ratios de Sharpe de leurs portefeuilles en surpondérant les actifs dont les distributions des rentabilités sont asymétriques à droite.

Dans le cadre d'une investigation sur l'hypothèse d'efficience informationnelle des marchés, ce chapitre présente une étude, à destination du marché français, qui interroge sur les contenus informationnels imputables aux co-moments d'ordres trois (co-skewness) et quatre (co-kurtosis). Ces derniers permettent-ils d'expliquer les portions de rentabilité laissées, jusque-là, inexpliquées par les modèles actuels ? En d'autres termes, le contenu informationnel issu des co-moments supérieurs à deux fournit-il des éléments conduisant à rendre caducs les facteurs de risque construits pour répondre aux anomalies de marché en dépouillant les facteurs de risque *ad-hoc* des explications économiques avancées pour justifier leurs existences ? Si les co-moments ne parviennent pas à capter toute la variance des variables dépendantes construites dessus, ils peuvent néanmoins contribuer à apporter de la compréhension dans la manière avec laquelle les rentabilités des anomalies-primas de risque se forment. Nous avons en effet montré, dans le chapitre précédent, que les anomalies-primas de risque résultent d'effets complexes. Asness, Frazzini et Pedersen (2019) [30] suggèrent que l'introduction du facteur qualité permet de mieux comprendre l'effet de taille. La prise en compte du caractère asymétrique ainsi que la prise en compte de l'épaisseur des queues de distribution peut potentiellement, fournir des pistes de réflexion instructives pour mieux appréhender les anomalies-primas de risque recensées dans la littérature. Tester cette hypothèse implique de mettre plusieurs modèles en concurrence⁵⁶ avec des modèles qui intègrent, de leur côté, les deux co-moments d'ordres trois et quatre. En l'absence de méthodologie de référence, une alternative est proposée pour la construction des portefeuilles approximant respectivement le co-skewness et le co-kurtosis. Nous avons

56. Référence au modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) [261], à trois facteurs de Chen, Novy-Marx et Zhang (2011) [144], Hou, Xue et Zhang (2015) [414], (2017) [415], à cinq et six facteurs de Hou, Mo, Xue et Zhang (2018) [410], (2019) [411] à cinq facteurs de Fama et French (2015) [281], (2016b) [283], (2017) [284], (2018a) [285], (2018c) [286], (2018d) [287], (2019) [288] ou encore aux modèles de Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz et Pedersen (2018) [29] et Asness, Frazzini et Pedersen (2019) [30].

opté pour une démarche proche de celles des primes de risque « standards » pour réduire les divergences de résultats imputables aux différences méthodologiques. Ce chapitre s'enracine dans le débat théorique présenté dans le chapitre 2 (section 2.4). Il expose, par la suite, notre méthodologie, nos résultats empiriques puis fournit une conclusion.

4.2 Méthodologie

Cette nouvelle étude empirique se déroule à nouveau sur le marché français à partir de l'échantillon présenté dans le chapitre précédent. Ce dernier contient, sur la période allant de 1990 à 2016, 1 163 actions cotées sur le marché tricolore.

4.2.1 La construction des paramètres γ et ψ

L'estimation du co-moment d'ordre trois, *i.e.* du co-skewness, d'un actif i à l'année τ est basée sur un historique de α mois :

$$\gamma_{i,\tau} = \frac{\sum_{t-\alpha}^{t-1} [(r_{i,\tau} - \mu_i)(r_{M,\tau} - \mu_M)^2]}{\sum_{t-\alpha}^{t-1} [(r_{M,\tau} - \mu_M)^3]} \quad (4.2.1.1)$$

$$\gamma_{i,\tau} = \frac{\sum_{t-\alpha}^{t-1} \left[\left(r_{i,\tau} - \left(\frac{1}{\alpha} \sum_{t-\alpha}^{t-1} r_{i,\tau} \right) \right) \times \left(r_{M,\tau} - \left(\frac{1}{\alpha} \sum_{t-\alpha}^{t-1} r_{M,\tau} \right) \right)^2 \right]}{\sum_{t-\alpha}^{t-1} \left[\left(r_{M,\tau} - \left(\frac{1}{\alpha} \sum_{t-\alpha}^{t-1} r_{M,\tau} \right) \right)^3 \right]} \quad (4.2.1.2)$$

- $\gamma_{i,\tau}$ correspond à la valeur du co-skewness du titre i en τ ;
- $r_{i,\tau}$ est à la rentabilité du titre i en τ ;
- $r_{M,\tau}$ correspond à la rentabilité du portefeuille de marché M en τ ;
- μ_i est la moyenne arithmétique des rentabilités du titre i et s'écrit $\frac{1}{\alpha} \sum_{t-\alpha}^{t-1} r_{i,\tau}$;
- μ_M est la moyenne arithmétique des rentabilités du portefeuille M et s'écrit également $\frac{1}{\alpha} \sum_{t-\alpha}^{t-1} r_{M,\tau}$;
- α est la longueur de la fenêtre temporelle en mois t .

Le co-skewness est mesuré chaque année avec τ , une année et t , un mois. Les fenêtres mobiles mesurent 36 mois. L'estimation du co-moment d'ordre quatre, *i.e.* le co-kurtosis, d'un actif i à l'année τ est basée sur les mêmes paramètres :

$$\psi_{i,\tau} = \frac{\sum_{t-\alpha}^{t-1} [(r_{i,\tau} - \mu_i) (r_{M,\tau} - \mu_M)^3]}{\sum_{t-\alpha}^{t-1} [(r_{M,\tau} - \mu_M)^4]} \quad (4.2.1.3)$$

$$\psi_{i,\tau} = \frac{\sum_{t-\alpha}^{t-1} \left[\left(r_{i,\tau} - \left(\frac{1}{\alpha} \sum_{t-\alpha}^{t-1} r_{i,\tau} \right) \right) \times \left(r_{M,\tau} - \left(\frac{1}{\alpha} \sum_{t-\alpha}^{t-1} r_{M,\tau} \right) \right)^3 \right]}{\sum_{t-\alpha}^{t-1} \left[\left(r_{M,\tau} - \left(\frac{1}{\alpha} \sum_{t-\alpha}^{t-1} r_{M,\tau} \right) \right)^4 \right]} \quad (4.2.1.4)$$

4.2.2 La construction des variables dépendantes sur la base des mesures du co-skewness et du co-kurtosis

Les titres de l'échantillon sont classés selon leurs co-skewness en deux groupes : positifs, notés γ^+ et négatifs notés γ^- . À l'instar de l'étude précédente, les titres sont classés annuellement et indépendamment en quatre groupes selon : la taille (panel A), le ratio B/M (panel B), le ratio de rentabilité opérationnelle (panel C) et selon le ratio d'investissement (panel D). Ces deux classifications indépendantes (quatre groupes de quatre niveaux) conduisent à la formation de $2 \times 4 \times 4 = 32$ stratégies d'investissement sous la forme de 32 portefeuilles pondérés par capitalisation. Chaque stratégie est identifiée à l'aide d'une codification explicitée par la figure 4.6.

Les titres sont ensuite classés annuellement selon leurs co-kurtosis (ψ). Les titres dont les ψ font partie des trois premiers déciles les plus élevés sont dits « leptokurtiques » [ψ^L]; les titres dont les ψ sont dans les trois déciles les plus faibles sont dits « platykurtiques » [ψ^P]; les quatre déciles centraux contiennent, quant à eux, les titres « mesokurtiques » [ψ^M]. Indépendamment, les titres sont classés annuellement en quatre groupes selon la taille (panel E), le ratio B/M (panel F), le ratio de rentabilité opérationnelle (panel G) et selon le ratio d'investissement (panel H). Les deux classifications conduisent à la formation de $3 \times 4 \times 4 = 48$ portefeuilles. Une codification pour chaque portefeuille est présentée par la figure 4.7.

Ce procédé de construction des portefeuilles fait écho à celui de Fama et French (1993 [261], 2015 [281]) et cherche à mesurer si la répartition des titres, selon un critère donné, conduit à générer une stratégie d'investissement pour laquelle le modèle de marché est mis en échec, lors des régressions en séries chronologiques, pour expliquer ses rentabilités. Si

cette procédure n'est pas nouvelle et est largement reprise dans la littérature, elle n'est, à notre connaissance, pas appliquée pour mesurer si des portefeuilles formés sur la base du co-skewness et du co-kurtosis produisent ou non des anomalies-primés de marchés (coté gauche de l'équation). De nombreux travaux ont testé des facteurs de risque approximant le co-skewness et le co-kurtosis comme des risques non diversifiables (côté droit de l'équation). Notre objectif est de tester si le modèle de marché parvient à capter les rentabilités *ex post* de stratégies formées grâce à ces deux co-moments en séries chronologiques ainsi qu'en coupe transversale. En cas d'échec, nous concluons, à l'instar de Fama et French (1992) [260], que la construction de facteurs de risque semble pertinente. Cette construction de variables explicatives sera également soutenue par les travaux d'obédience théorique (voir la section 2.4).

Les résultats que nous obtenons demeurent fortement influencés par la méthodologie avec laquelle nos portefeuilles sont construits. Notre volonté de réduire les biais méthodologiques nous a conduits à opter pour une approche similaire à celle de Fama et French (1993) [261] et (2015) [281]. D'autres procédures existent néanmoins. Fays, Hübner et Lambert (2018) [302] proposent un exposé de plusieurs méthodes de construction de portefeuilles. Les auteurs insistent sur la nécessité de construire des variables dépendantes ainsi que des facteurs explicatifs bien diversifiés à travers trois méthodes : l'indépendance, l'asymétrie et le réglage des points d'attachement et de détachement dans le tri des titres. Les auteurs soutiennent que la construction de facteurs explicatifs issus d'une méthodologie séquentielle et symétrique conduit à des facteurs non biaisés. Ce travail contribue à poser également une réflexion sur la manière avec laquelle sont construits les portefeuilles utilisés comme variables dépendantes. Les constantes des régressions apparaissent sensibles à la méthodologie utilisée conduisant, dans certains cas, à l'acceptation ou au rejet d'un modèle donné d'où l'intérêt d'y prêter une attention singulière.

4.2.3 La construction des facteurs explicatifs sur la base des mesures du co-skewness et du co-kurtosis

Les variables indépendantes utilisées dans ce chapitre ont été présentées dans le chapitre précédent (section 3.2.2) à l'exception de deux nouveaux facteurs explicatifs.

- $\mathbb{E}[NMP]$ représente l'espérance de rentabilité du portefeuille *NMP* pour « *Negative Minus Positive Co-Skewness* ». Le portefeuille est acheteur de titres dont les co-skewness sont négatifs et est vendeur de ceux dont les co-skewness sont positifs. Les portefeuilles sont, à l'instar des autres facteurs explicatifs, pondérés par capitalisation et sont rebalancés annuellement. En outre, les fenêtres temporelles permettant de calculer le co-skewness pour un titre individuel i sont de 36 mois.
- $\mathbb{E}[LMP]$ représente l'espérance de rentabilité du portefeuille *LMP* pour « *Leptokurtic Minus Platykurtic Co-Kurtosis* ». Le portefeuille est acheteur de titres dont les co-kurtosis sont les plus élevés (les trois premiers déciles) et est vendeur de ceux dont les co-kurtosis sont les plus faibles (les trois derniers déciles).

Les deux facteurs présentés sous forme de différentiels de rentabilité sont justifiés, d'une part, par les performances supérieures des portefeuilles de co-skewness négatifs à celles des portefeuilles dont les co-skewness sont positifs (figure 4.8) et, d'autre part, par la performance supérieure des portefeuilles aux co-kurtosis élevés par rapport à ceux plus faibles (figure 4.9). La figure 4.10 présente la performance boursière des deux investissements réalisés sur ces facteurs de risque à partir d'un investissement de x unités entre $t = 0$ et $t = T$.

4.3 Les résultats empiriques : les variables dépendantes et les facteurs explicatifs construits sur la base du co-skewness et du co-kurtosis

4.3.1 L'analyse des statistiques descriptives des variables dépendantes

Les tableaux 4.32 et 4.27 présentent respectivement les statistiques descriptives des panels A, B, C et D associés au co-skewness puis les panels E, F, G et H associés au co-kurtosis.

De manière récurrente, on observe une surperformance conduite par les petites capitalisations dans les panels A et E. La tranche des petites capitalisations, *i.e.* le premier quartile de taille, enregistre une rentabilité mensuelle moyenne, dans le panel A, de 1,48% contre 0,8% pour la tranche des grandes capitalisations. Cette surperformance des petites capitalisations est également observable dans le panel E où la tranche « *small* » produit une rentabilité mensuelle moyenne de 2,3% contre 0,8% pour la tranche des « *big* ». Les titres du premier quartile de taille ont une capitalisation moyenne de 5,6M€ dans le panel A et 4,8M€ pour le panel E. À l'instar du précédent chapitre, ces portefeuilles de petites capitalisations montrent une moindre volatilité bien qu'elles soient indépendamment triées selon leurs co-skewness et leurs co-kurtosis. Les pistes de réflexion concernant leurs moindres volatilités, mesurées par leurs écarts-types historiques, sont identiques à celles du chapitre précédent. Ce différentiel de volatilité entre les grandes et les petites capitalisations s'explique *a priori* par la moindre liquidité des petites capitalisations.

La capitalisation moyenne des portefeuilles dont les titres ont des co-skewness positifs est en moyenne supérieure à ceux dont les co-skewness sont négatifs (voir tableau 4.32). La capitalisation annuelle moyenne sur toute la période des portefeuilles à co-skewness positifs est de 968M€ contre 880M€ pour le panel A. Ces écarts sont également observables dans le panel B (1 194M€ contre 622M€), C (1 198M€ contre 651M€) ainsi que dans le panel D (1 134M€ contre 591M€).

La rentabilité moyenne mensuelle des portefeuilles dont les titres sont de co-skewness négatifs est supérieure pour tous les panels (1,32% contre 1,18% pour le panel A ; 1,11% contre 0,87% pour le panel B ; 0,97% contre 0,82 % pour le C et 1,08% contre 0,86 pour le D). Les résultats concernant la volatilité mensuelle moyenne apparaissent plus contre-intuitifs. Le σ moyen des titres à co-skewness négatifs est sensiblement inférieur à des portefeuilles à γ positif à l'exception du panel A (4,64% contre 4,55%) construit sur la base de la capitalisation boursière. Les écarts-types historiques des rentabilités *ex post* mensuelles des titres à co-skewness négatifs sont respectivement de 6,23% contre 6,63% pour le panel B ; 6,55% contre 6,42% pour le panel C et 6,02% contre 6,31% pour le D. Bien que cette observation ne s'applique pas au panel A, elle met tout de même en exergue que l'indicateur de risque approximé par l'écart-type n'est pas toujours pertinent. Si Asness, Frazzini et Pedersen (2019) [30] déclarent que les titres de qualité sont, en moyenne, des titres de grandes capitalisations, il apparaît que ces titres ont globalement une tendance supérieure à être de co-skewness positif. Cette nouvelle dimension justifie l'hypothèse sécuritaire des investisseurs qui voient, dans les grandes capitalisations, des supports d'investissement moins risqués.

Nous observons une relation positive entre le co-kurtosis et la rentabilité. En moyenne, les portefeuilles à co-kurtosis élevés (leptokurtiques) enregistrent 1,84% pour la panel E ; 1,12% pour le F ; 0,99% pour le G et 1,21% pour le H. Les portefeuilles à faible co-kurtosis (platykurtiques) enregistrent respectivement 1,19% pour le panel E ; 0,81% pour le F ; 0,62% pour le G et 0,68% pour le H. Les portefeuilles dont les co-kurtosis sont neutres (mesokurtiques) ont des rentabilités moyennes qui s'inscrivent entre celles des portefeuilles leptokurtiques et celles des portefeuilles platykurtiques avec 1,69% pour le E ; 0,97% pour le F et 0,91% pour le panel G et H. Les portefeuilles leptokurtiques enregistrent une volatilité mensuelle moyenne de 7,08% pour le panel E ; 9,13% pour le panel F ; 8,75% pour le G et 8,52% pour le H. Les portefeuilles platykurtiques enregistrent, quant à eux, des niveaux de volatilité inférieurs avec respectivement 4,1% pour le panel E ; 5,40% pour le panel F ; 5,24% pour le G et 5,00% pour le H. Les portefeuilles mesokurtiques ont une volatilité moyenne qui fluctue entre celle des portefeuilles platykurtiques et celle de ceux

leptokurtiques (4,71% pour le E ; 6,02% pour le F ; 6,18% pour le G et 6,09% pour le H).

Il est important de noter que les portefeuilles comprenant des titres à co-skewness négatifs ne présentent pas nécessairement une asymétrie à gauche dans les statistiques descriptives (voir tableau 4.27). Les deux portefeuilles comprenant les deux premiers quartiles de taille et dont le co-skewness est négatif (panel A) ont un coefficient d'asymétrie de respectivement 0,66 et 0,01. Les deux quartiles de taille suivants montrent, quant à eux, une asymétrie négative (-0,3 et -0,23). Les autres panels (B, C et D) offrent des observations similaires qui conduisent à mettre en perspective que le lien entre le skewness d'un portefeuille et le co-skewness d'un titre n'est pas direct. En revanche, les statistiques descriptives des portefeuilles construits sur la base du co-kurtosis offrent une lecture plus directe. Les portefeuilles leptokurtiques présentent des queues de distribution plus épaisses que celles des portefeuilles platykurtiques.

En occultant l'impact des découpages lié au co-skewness et au co-kurtosis, les effets liés aux anomalies-primas de risque s'inscrivent avec les résultats du chapitre 3. Les portefeuilles à petites capitalisations enregistrent, en moyenne, des ratios de Sharpe plus élevés que les portefeuilles de grandes capitalisations (35,9% contre 14,3% pour le panel A et 44,4% contre 13,6% pour le E). Nous n'observons pas d'effet « *value* » immédiat sur la rentabilité des portefeuilles. Le ratio de Sharpe est de 17,5% pour les titres à faibles ratios B/M contre 15,17% pour les portefeuilles de substance dans le panel F et 16,9% contre 17,2% dans le panel B). Les portefeuilles les plus « *profitables* », *i.e.* ceux dont le ratio de rentabilité opérationnelle est le plus élevé montrent des différences importantes vis-à-vis du ratio de Sharpe avec 15,5% contre 7,7% pour les titres faiblement rentables opérationnellement (panel G). Cette observation est également vraie avec 19,9% contre 7,8% pour le panel C. Les titres les plus agressifs, *i.e.* ceux dont le taux de variation du total actif est le plus élevé ont, en moyenne, un ratio de Sharpe de 13,6% contre 13,2% pour le portefeuille de titres conservateurs (panel H) et 16,8% contre 14,7% dans le cadre du panel D.

4.3.2 Analyse des statistiques descriptives des vecteurs de rentabilités mensuelles des facteurs explicatifs

Les facteurs explicatifs $r_M - r_f$, SMB, HML, RMW, CMA et QMJ dans ce chapitre sont présentés dans les sections 3.3.2 et 3.3.3 du chapitre 3. Deux nouvelles variables indépendantes sont néanmoins introduites : « *Negative minus Positive co-skewness* » (NMP) ainsi que « *Leptokurtic minus Platykurtic co-kurtosis* » (LMP). Le tableau 4.28 récapitule les statistiques descriptives de toutes les variables explicatives mobilisées dans ce chapitre. Les portefeuilles de titres de co-skewness positif et négatif ainsi que ceux reflétant les trois niveaux de co-kurtosis montrent une corrélation élevée avec la prime de risque du marché. On observe respectivement : $\rho_{r_M - r_f, \gamma^+} = 0,98$; $\rho_{r_M - r_f, \gamma^-} = 0,75$; $\rho_{r_M - r_f, \psi^M} = 0,89$; $\rho_{r_M - r_f, \psi^L} = 0,89$ et $\rho_{r_M - r_f, \psi^P} = 0,83$. Malgré le niveau élevé de corrélation, deux facteurs de risque sont construits sur la base d'un différentiel de rentabilité. Le facteur NMP est égal à $\{\gamma^- - \gamma^+\}/2$ et LMP à $\{\psi^L - \psi^P\}/2$. Cette méthodologie fait écho à celle de Fama et French et conduit à de meilleurs résultats en termes de significativité lors des phases de régressions en séries chronologiques. Les versions orthogonalisées⁵⁷ offrent des résultats moins satisfaisants. Les facteurs NMP et LMP enregistrent respectivement une rentabilité mensuelle moyenne de $\mu^{nmp}=0,12\%$ et de $\mu^{lmp}=0,34\%$ entre 1990 et 2016. Leurs volatilités mensuelles moyennes sont faibles comparativement aux autres facteurs explicatifs avec $\sigma^{nmp}=2,16\%$ et $\sigma^{lmp}=3,21\%$. Leurs ratios de Sharpe s'élèvent à $Sh^{nmp}=0,06$ et $Sh^{lmp}=0,11$.

57. Les corrélations élevées entre les cinq portefeuilles et la prime de marché justifient, à l'instar du facteur SMB dans le chapitre 3 de la thèse, de les orthogonaliser. Cinq portefeuilles alternatifs représentant la partie orthogonale des portefeuilles γ et ψ au portefeuille de marché sont construits et nommés comme suit : $\gamma^{+\perp}$, $\gamma^{-\perp}$, $\psi^{P\perp}$, $\psi^{M\perp}$, $\psi^{L\perp}$ avec :

$$\psi_t^{L\perp} = \psi_t^L - \beta^{\psi^L} (r_{M,t} - r_{f,t}) = \alpha^{\psi^L} + \epsilon_t^{\psi^L} \quad (4.3.2.1)$$

$$\psi_t^{M\perp} = \psi_t^M - \beta^{\psi^M} (r_{M,t} - r_{f,t}) = \alpha^{\psi^M} + \epsilon_t^{\psi^M} \quad (4.3.2.2)$$

$$\psi_t^{P\perp} = \psi_t^P - \beta^{\psi^P} (r_{M,t} - r_{f,t}) = \alpha^{\psi^P} + \epsilon_t^{\psi^P} \quad (4.3.2.3)$$

$$\gamma_t^{+\perp} = \gamma_t^+ - \beta^{\gamma^+} (r_{M,t} - r_{f,t}) = \alpha^{\gamma^+} + \epsilon_t^{\gamma^+} \quad (4.3.2.4)$$

$$\gamma_t^{-\perp} = \gamma_t^- - \beta^{\gamma^-} (r_{M,t} - r_{f,t}) = \alpha^{\gamma^-} + \epsilon_t^{\gamma^-} \quad (4.3.2.5)$$

Un différentiel de rentabilité entre le portefeuille γ^- et γ^+ est calculé à partir des versions orthogonalisées, *i.e.* $\gamma^{-\perp}$ et $\gamma^{+\perp}$. Le différentiel de rentabilité lié à la dimension du co-kurtosis est approximé de manière connexe, c'est-à-dire à partir des deux portefeuilles : $\psi^{L\perp}$ et $\psi^{P\perp}$. Ces versions offrent toutefois des résultats en deçà des vecteurs NMP et LMP où $NMP = \{\gamma^- - \gamma^+\}/2$ et $LMP = \{\psi^L - \psi^P\}/2$.

La figure 4.10 informe sur la performance historique qu'un investisseur obtient pour un investissement initial de x unités en $t = 0$ sur chacune des deux stratégies. Les rentabilités *ex post* des deux stratégies ne sont pas normalement distribuées. Le test de Jarque Bera indique, en effet, un rejet de l'hypothèse de normalité ($JB^{nmp} = 57,4$ et $JB^{lmp} = 189,1$). Le facteur NMP entretient une corrélation négative avec le facteur $r_M - r_f$ de $-0,36$ alors que la corrélation avec LMP et $r_M - r_f$ est de $0,44$. Sans surprise les corrélations que ces deux nouveaux facteurs explicatifs ont avec la prime de taille (SMB) sont de signe contraire : $\rho_{nmp, smb} = 0,33$ et $\rho_{lmp, smb} = -0,35$. Le portefeuille SMB covarie en moyenne positivement avec les titres de co-skewness négatifs, mais demeure négativement corrélé avec le portefeuille de co-kurtosis élevé. Cette observation peut renseigner sur la nature de la surperformance des petites capitalisations. Si la littérature offre des nombreuses pistes de réflexion sur la nature de cette anomalie-prime de marché, cette dernière demeure inexplicée quel que soit le modèle. Le lien observé entre le signe du co-skewness et de la capitalisation ajoute une pièce supplémentaire au puzzle.

La piste retenue dans le chapitre précédent indique que l'effet de qualité est intégré dans les prix et navigue à contre-courant de l'effet taille. Cette compréhension supplémentaire de la manière dont les prix se forment offre de nouvelles manières d'appréhender l'effet taille. La prise en compte du caractère asymétrique d'un portefeuille est une information intégrée dans les cours qui produit des constantes positives et significativement différentes de zéro. *A contrario*, le facteur SMB est négativement corrélé avec le facteur associé au co-kurtosis (LMP). Cette observation peut conduire à l'interprétation suivante : les petites capitalisations sont, en moyenne, des titres à co-skewness négatifs et à faibles co-kurtosis (platykurtiques). Leurs faibles volatilités sur le marché français sont entretenues par une faible liquidité. Cela les conduit à être faiblement corrélés voire corrélés négativement avec le portefeuille de marché.

4.4 Les résultats des régressions en séries chronologiques pour chaque stratégie selon les modèles d'évaluation des actifs financiers

Les résultats des régressions en séries chronologiques indiquent que les modèles à facteurs réduisent, en moyenne, le nombre de stratégies dont des portions de rentabilité demeurent inexplicables. Le modèle de marché (tableaux 4.36 et 4.46) ne parvient pas à expliquer 27 stratégies sur 80 quand le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) [261] (FF3F) porte ce nombre à 15 seulement (tableaux 4.37 et 4.47). Leur modèle à cinq facteurs (FF5F) poursuit cette amélioration et n'en laisse que 10 inexplicables à un seuil de confiance de 10% (tableaux 4.39 et 4.48). Le modèle à trois facteurs de Hou, Xue et Zhang (2015) [414] qui intègre, en plus de la prime de risque du marché, les facteurs investissement et rentabilité brute, souffre de l'absence du facteur taille (tableaux 4.41 et 4.50). Il est, en effet, mis en échec dans 25 stratégies sur 80 ce qui l'amène à des performances proches de celles du MÉDAF *ex post*. Un modèle alternatif à trois facteurs (tableaux 4.44 et 4.49) tel que : $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + \gamma_i(NMP_t) + \psi_i(LMP_t) + \epsilon_{i,t}$ améliore sensiblement la disparition de constantes significativement différentes de zéro avec 19 stratégies sur 80. L'augmentation de ce modèle, par l'addition des facteurs SMB et HML, conduit à un modèle mis en échec pour 18 stratégies. Ce modèle à trois facteurs est battu, de surcroît, par le modèle standard de Fama et French à trois facteurs (15/80) disqualifiant, en séries temporelles, le recours aux facteurs γ et ψ . Cette première analyse porte sur l'intégralité des huit panels. Les panels A et E réunissent, d'une part, les titres selon la taille et le co-skewness (panel A) et, d'autre part, la taille et le co-kurtosis (panel E). À l'instar de la précédente étude empirique, l'effet taille reste l'effet létal pour les modèles à facteurs bien que les méthodologies de formation de portefeuilles soient amendées. Le MÉDAF ne parvient à pas expliquer 7 stratégies sur 8 dans le panel A et 9 sur 12 dans le B. La tranche des portefeuilles de γ^- produit également une difficulté notable pour le modèle de marché. Parmi les 16 portefeuilles de la tranche, 10 d'entre eux ont des constantes positives et significativement différentes de zéro, à un seuil de confiance de 10%. Les

panels construits sur la base des ratios B/M, rentabilité opérationnelle et investissement marquent de meilleurs résultats en faveur du modèle de marché. Les portefeuilles situés sur les extrêmes sont plus aptes à produire des constantes significativement différentes de zéro, mais restent dans des proportions très inférieures aux panels exposés à l'effet taille. Le quart des portefeuilles leptokurtiques (ψ^L) montrent des portions de rentabilité inexplicables (4/16) sachant que 3 des 4 stratégies sont dans le panel E. La tranche platykurtique indique que 5 des 16 stratégies mettent en échec le modèle de marché dont 3 dans le panel E également.

Avant de pouvoir conclure que des effets γ et ψ existent, il convient d'observer que ces effets produisent des portions non captées par le MÉDAF *ex post*. Parmi les portefeuilles construits respectivement dans l'univers du co-skewness et dans l'univers du co-kurtosis, les portefeuilles dont les titres ont un co-skewness négatifs produisent le plus grand nombre d'anomalies-primas de risque. À ce stade de l'étude, il convient d'observer que les portefeuilles γ^- réagissent de manière commune avec l'effet taille où les plus petites capitalisations sont, d'une part, plus difficiles à expliquer et, d'autre part, plus rentables. La construction d'un facteur γ semble pertinente sous la forme d'un différentiel de rentabilités. Comme pour le facteur *SMB*, nous proposons *NMP* pour « *negative minus positive co-skewness* » et *LMP* pour « *leptokurtic minus platykurtic co-kurtosis* ». Afin d'expliquer les rentabilités *ex post* des 80 stratégies d'investissement, nous mettons en concurrence plusieurs combinaisons de facteurs explicatifs dont les principales sont les suivantes :

1. $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + \epsilon_{i,t}$
2. $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + \epsilon_{i,t}$
3. $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + w_i(RMW_t) + c_i(AMC_t) + \epsilon_{i,t}$
4. $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + \gamma_i(NMP_t) + \psi_i(LMP_t) + \epsilon_{i,t}$
5. $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + \gamma_i(NMP_t) + \psi_i(LMP_t) + \epsilon_{i,t}$
6. $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + w_i(RMW_t) + \gamma_i(NMP_t) + \epsilon_{i,t}$
7. $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + w_i(RMW_t) + \psi_i(LMP_t) + \epsilon_{i,t}$
8. $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + c_i(AMC_t) + \gamma_i(NMP_t) + \epsilon_{i,t}$

$$9. r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + c_i(AMC_t) + \psi_i(LMP_t) + \epsilon_{i,t}$$

$$10. r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}$$

$$11. r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}$$

$$12. r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}$$

$$13. r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + c_i(AMC_t) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}$$

$$14. r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + w_i(RMW_t) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}$$

L'étude des coefficients de sensibilité de la prime de risque du marché présentée par les tableaux 4.36 et 4.46 est riche d'enseignements. Elle confirme, dans les panels A et E (exposés à l'effet taille), une relation négative entre la taille et le $\beta^{r_M - r_f}$. Quel que soit le découpage, qu'il soit issu de l'étude empirique dans le chapitre 3, ou dans celle-ci, les titres dont les capitalisations boursières sont les plus petites ont, en moyenne, une exposition à la prime de risque du marché inférieure. À cet égard, le modèle de marché ne parvient non seulement pas à expliquer de manière satisfaisante une majorité de stratégies, mais fournit une indication contre-intuitive et potentiellement fautive. Les portefeuilles contenant des titres de petites tailles sont moins risqués si l'on en croit leurs risques systématiques. La mesure du co-kurtosis sur laquelle les panels E, F, G et H sont construits montre que les portefeuilles leptokurtiques ont des $\beta^{r_M - r_f}$ presque deux fois supérieurs à ceux des titres platykurtiques. En revanche, les portefeuilles contenant des titres aux co-skewness positifs ont une sensibilité supérieure à la prime de risque du marché que les titres de co-skewness négatifs. Cette dernière observation s'inscrit, selon nous, avec l'effet taille. Les titres dont les capitalisations boursières sont les plus petites ont, en moyenne, des co-skewness négatifs. Observer, indépendamment, que les titres aux co-skewness négatifs entretiennent une covariance moindre avec la prime de risque du marché apparaît comme une manière indirecte de mesurer l'effet taille. Cette critique peut être également adressée au facteur BAB pour *Betting Against Beta* de Frazzini et Pedersen (2014) [319] qui propose un différentiel positif de rentabilité entre un portefeuille dont la sensibilité à la prime de risque du marché ($\beta^{r_M - r_f}$) est faible et un portefeuille pour lequel les titres qu'il contient ont une sensibilité élevée.

Le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) [261] (voir tableaux 4.37 et 4.47) diminue le nombre de constantes significativement différentes de zéro (15/80) et montre des coefficients de sensibilité majoritairement significatifs à 10% pour le facteur SMB (59/80) ainsi que pour le facteur HML (62/80). Les portefeuilles leptokurtiques sont plus sensibles au facteur SMB dans les panels A et E, à l'exception des portefeuilles qui intègrent les plus grandes capitalisations. Les portefeuilles construits sur la base de la rentabilité opérationnelle montrent, par ailleurs, un schéma similaire. Les portefeuilles leptokurtiques indiquent des niveaux de covariance supérieurs avec le facteur de substance, HML. Les titres les plus platykurtiques semblent, en général, être des titres *value* (*high B/M stocks*). Cette caractéristique semble également partagée par les titres aux co-skewness positifs. Une interrogation émerge : les titres les plus leptokurtiques sont-ils également des titres à co-skewness positifs ? Bien que cette assertion puisse apparaître contre-intuitive au regard de la théorie financière, cela expliquerait pourquoi ces deux catégories partagent des schémas similaires d'exposition aux anomalies-primés de risque. Ces observations persistent lorsque le facteur taille est orthogonalisé, pour réduire sa corrélation avec la prime de risque de marché française, et introduit dans les estimations.

Les deux autres facteurs (*operating profitability* et *investment*) proposés par Chen, Novy-Marx et Zhang (2011) [144], Hou, Xue et Zhang (2015) [414], (2017) [415], Hou, Mo, Xue et Zhang (2018) [410], (2019) [411] et Fama et French (2015) [281], (2016b) [283], (2017) [284], (2018a) [285], (2018c) [286], (2018d) [287], (2019) [288] apportent, une fois de plus, une légère amélioration pour la description des rentabilités, mais demeurent moins efficaces que HML et SMB. Dans le cadre du FF5F (tableaux 4.39 et 4.48), nous comptons 31 coefficients de sensibilités au facteur RMW significatifs à 10% sur 80 et 35 pour le facteur AMC. Whahal (2019) [678] montre que ce facteur d'investissement, quelle que soit la manière dont il est approximé, reste peu satisfaisant sur les marchés américains. Fama et French (2017) [284] concluent qu'il est redondant et peut même être ôté des modèles pour les marchés japonais et européens (p.457). Lorsque le facteur qualité est utilisé avec les primes $r_M - r_f$ et SMB, il produit des performances limitées avec 35 coefficients significatifs sur 80 à un seuil de confiance de 10% (tableau 4.42). Le modèle retenu dans le chapitre précédent :

$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + q_i(QMJ_t) + c_i(AMC_t) + \epsilon_{it}$

produit des résultats consultables dans le tableau 4.43. Bien que la significativité des coefficients de sensibilité du facteur QMJ diminue avec seulement 15 coefficients sur 80, les facteurs SMB et HML semblent renforcés avec 46 coefficients significatifs à 10% pour SMB et 62 pour HML. En ligne avec nos résultats du chapitre 3, le facteur QMJ apparaît faiblement significatif dans les régressions en séries chronologiques. Les portefeuilles γ^+ montrent des sensibilités significatives au facteur QMJ dans 10 cas sur 16. À l'exception de deux stratégies sur dix, les sensibilités à ce facteur (QMJ) sont positives. En l'espèce, l'argument avancé par les auteurs qui stipulent que les titres de qualité opèrent sur des segments d'activités risqués se trouve affaibli. Les coefficients de sensibilité à la prime RMW montrent que les titres leptokurtiques sont, en moyenne, des titres faiblement « profitables ». En effet, les sensibilités sont majoritairement négatives alors que les portefeuilles platykurtiques indiquent des covariances, en moyenne, positives. Une fois de plus, cette observation s'inscrit avec celle des portefeuilles de co-skewness positifs. Ces derniers sont, en moyenne, faiblement « profitables » et semblent tirer leurs sources de performance de leurs dimensions *value*.

4.4.1 Le pouvoir explicatif des modèles français mesuré par le coefficient de détermination : janvier 1990 à juin 2016

Le tableau 4.33 présente les coefficients de détermination ajustés du nombre de paramètres selon le modèle utilisé pour chaque stratégie réunie dans chaque panel. Le modèle de marché produit un pouvoir explicatif hétérogène selon le signe du co-skewness ou selon le degré de co-kurtosis. En moyenne, le MÉDAF *ex post* produit un pouvoir explicatif de 0,6 pour les portefeuilles situés sur la tranche γ^+ alors que la tranche γ^- est expliquée, en moyenne, à concurrence de seulement 0,35. La tranche de portefeuille dont le co-kurtosis est platykurtique enregistre un R^2 ajusté moyen de 0,32 contre 0,54 pour la tranche mesokurtique et 0,42 pour celle leptokurtique.

À l'instar de nos précédentes observations concernant l'effet taille, le pouvoir explicatif du MÉDAF *ex post* s'effondre lorsqu'il est appliqué à la tranche des petites capitalisations.

En effet, le R^2 ajusté du modèle de marché moyen pour le plus petit quartile de taille, dans le panel A et E confondu est de 0,21 contre 0,68 pour le quartile des portefeuilles de grandes valorisations boursières. La tranche des portefeuilles dont le ratio B/M est le plus élevé met également en échec le MÉDAF, avec un pouvoir explicatif de 0,36 contre 0,48 pour la tranche des portefeuilles dont le ratio est le plus faible. Ce différentiel est moins probant selon les tranches construites sur la base du ratio de rentabilité opérationnelle avec un R^2 ajusté moyen de 0,40 pour ceux dont le ratio est faible et 0,47 pour les plus robustes. La tranche des titres les plus conservateurs au sens de l'investissement montre plus de difficultés à être expliquée par le MÉDAF que celle plus agressive avec respectivement 0,37 contre 0,46. Le MÉDAF montre, tous panels confondus, un coefficient de détermination ajusté de 0,45, ce qui constitue un pouvoir explicatif plutôt élevé. En effet, ces niveaux sont bien au-dessus de ceux du chapitre précédent dans lequel le découpage de titres est réalisé à partir de la taille comme pivot. Il semble que le tri des titres selon leurs co-skewness ou selon leurs co-kurtosis permette de construire des stratégies dont les pouvoirs explicatifs sont, en moyenne, moins erratiques. L'anomalie-prime de risque liée à l'effet taille demeure, sur le marché français, celle et de loin, la plus difficile à expliquer.

Les modèles qui ajoutent, dans leurs lots de facteurs explicatifs, la variable indépendante SMB enregistrent des pouvoirs explicatifs bien plus élevés, malgré la présence de quelques constantes significativement différentes de zéro. Le R^2 ajusté moyen du modèle de Fama et French à trois facteurs (1993) [261] (FF3F) est de 0,52 soit 7 points de plus que le modèle de marché. Leur modèle à cinq facteurs (2015) [281] (FF5F) améliore, un peu plus, ce résultat de 2 points, portant le coefficient de détermination ajusté moyen, tous panels confondus à 0,54. Parmi les différentes combinaisons de facteurs, un modèle alternatif à cinq facteurs où $r_{i_t} - r_{f_t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M_t} - r_{f_t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + \gamma_i(NMP_t) + \psi_i(LMP_t) + \epsilon_{i_t}$ produit le pouvoir explicatif le plus élevé selon son R^2 ajusté moyen avec 0,58. Bien que cette performance soit élevée, le modèle montre des faiblesses en ne parvenant pas à absorber efficacement les rentabilités des stratégies extrêmes marquées par des constantes positives et significativement différentes de zéro.

4.4.2 Statistiques du test de Gibbons, Ross et Shanken (GRS) à destination du marché français : janvier 1990 à juin 2016

Pour une valeur critique d'environ 2,05, qui correspond à seuil de confiance de 1%, les résultats du test (voir tableaux 4.34 et 4.35) rejettent le MÉDAF pour deux des huit panels ($GRS_A=9,24$ et $GRS_E=6,60$). Le modèle de marché est validé pour tous les autres panels qui ne concernent pas le découpage par la taille avec respectivement : $GRS_B=1,72$; $GRS_C=1,22$; $GRS_D=0,87$; $GRS_F=1,79$; $GRS_G=1,72$ et $GRS_H=1,25$.

Le test mené sur le modèle de Fama et French à trois facteurs (1993) [261] où $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + \epsilon_{i,t}$ conduit à des statistiques inférieures à celles du modèle de marché à concurrence de $GRS_A=3,57$; $GRS_B=1,79$; $GRS_C=1,13$; $GRS_D=0,61$; $GRS_E=1,51$; $GRS_F=1,84$; $GRS_G=1,25$ et $GRS_H=0,63$. Le panel E, qui est rejeté avec le modèle de marché, est ici validé à un seuil de confiance de 1%. Seul le panel A indique que les constantes sont conjointement et significativement différentes de zéro. Ceci confirme la difficulté d'expliquer les rentabilités des portefeuilles construits sur la base de l'effet taille.

Le modèle à cinq facteurs de Fama et French (2015) [281], (2016b) [283], (2017) [284], (2018a) [285], (2018c) [286], (2018d) [287], (2019) [288] où $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + w_i(RMW_t) + c_i(AMC_t) + \epsilon_{i,t}$, réduit les valeurs du test, mais reste en échec face au panel A ($GRS_A=3,23$). Tous les autres sont validés ($GRS_B=1,36$; $GRS_C=0,81$; $GRS_D=0,54$; $GRS_E=1,62$; $GRS_F=1,50$; $GRS_G=0,72$ et $GRS_H=0,52$).

Le facteur SMB semble, à nouveau, être un facteur incontournable. Lorsque ce dernier est ôté d'une combinaison de facteurs, le test débouche sur un échec. Un modèle proposant les primes de risque associées au co-skewness et au co-kurtosis tel que, $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + \gamma_i(NMP_t) + \psi_i(LMP_t) + \epsilon_{i,t}$ est rejeté pour trois panels (A, B et E), avec respectivement : $GRS_A=8,88$; $GRS_B=2,05$; $GRS_C=1,32$; $GRS_D=0,85$; $GRS_E=6,10$; $GRS_F=1,07$; $GRS_G=1,26$ et $GRS_H=0,64$.

Les co-moments d'ordres trois et quatre montrent qu'en séries chronologiques, les stratégies groupant les titres de co-skewness négatif, et ceux aux co-kurtosis élevés produisent des rentabilités que le modèle de marché ne parvient pas à expliquer. Le test GRS

confirme qu'au sein de chaque panel, certains modèles laissent des portions de rentabilité significativement et conjointement inexpliquées. Plus concrètement, aucun modèle ne réussit le test pour l'intégralité des panels. À partir de cette observation, la hiérarchisation des modèles s'effectue sur la capacité des modèles à valider le plus grand nombre de panels au sens du test. Ce classement met en lumière que le modèle de Fama et French à cinq facteurs (2015) [281] produit les résultats les plus satisfaisants bien qu'imparfaits. En ligne avec les auteurs, les deux panels les plus difficiles à valider sont ceux qui croisent le paramètre taille. Ce résultat est tout à fait cohérent avec les résultats que nous observions dans le chapitre précédent. Il corrobore également les conclusions de Fama et French (1992) [260] concernant l'importance du facteur taille lors des phases de régressions en coupe transversale.

4.5 Les résultats des régressions en coupe transversale par la procédure de Fama-MacBeth par panel pour chaque combinaison de facteurs explicatifs

À l'instar du travail de Fama et French (1992) [260], les résultats empiriques des régressions en coupe transversale (tableau 4.51) remettent en question le modèle de marché. Les résultats montrent que les coefficients de sensibilité de la prime de risque du marché ($\lambda^{r_M - r_f}$) ne sont pas significatifs à une exception près (panel E). Si nous constatons, sur la base des régressions en séries chronologiques, que le MÉDAF *ex post* produisait des résultats satisfaisants (exceptions faites pour les panels A et E) assortis de coefficients de détermination supérieurs à ceux du chapitre précédent, ici, le modèle de marché est fortement critiquable. Les constantes des régressions, par la procédure de Fama et MacBeth (1973) [295], indiquent que la prime de risque du marché est seulement significative pour le panel E (taille et co-kurtosis). Les ordonnées à l'origine sont significatives à un seuil de confiance de 10% pour les panels A, B, C, E et G. Seuls les panels les plus exposés à

l'effet taille (A et E) ont des constantes significatives à 1%.

L'introduction des facteurs de risque SMB et HML (tableau 4.51) améliore la situation et montre, qu'à l'exception des panels A et E, toutes les ordonnées à l'origine ne sont plus significatives. La prime de risque du marché qui était significative à 1% pour le panel E reste significative, mais à un seuil de confiance dorénavant de 10%. La prime de taille est, quant à elle, efficace et se montre significative pour quatre panels (A, B, C et E) à 10% dont le A et le E à 1%. Le facteur de risque HML, proxy de l'effet de substance, semble jouer, à nouveau, un rôle plutôt secondaire en étant significatif à 1% seulement pour le panel A. Si cette observation renforce l'idée que les titres de petites tailles ont une propension supérieure à être de nature *value*, le facteur HML n'est pas significatif pour le panel E. L'introduction des facteurs RMW et AMC dans le modèle à cinq facteurs de Fama et French (2015) [281] conduit l'intégralité des constantes à ne plus être significativement différentes de zéro. Néanmoins, le FF5F déçoit par le faible nombre de facteurs significatifs. En effet, à l'exception de SMB, aucun facteur est significatif à 10%. À nouveau, le facteur de risque lié à l'effet de qualité se montre significatif dans les phases de régressions en coupe transversale (tableaux 4.52 et 4.53). QMJ est significatif à 10% pour les panels A, E, F et G, c'est-à-dire significatif sur quatre des huit panels. Malgré sa performance, le modèle à cinq facteurs où $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + c_i(AMC_t) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}$ conduit les constantes des régressions des panels A et E à être significatives à un seuil de confiance de 10%. Ces deux groupes de portefeuilles demeurent donc les plus difficiles à expliquer, mais nous permettent de voir que les différentes stratégies qui les composent sont sensibles aux facteurs SMB et QMJ. Il semble que la piste développée par Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz et Pedersen (2018) [29] et Asness, Frazzini et Pedersen (2019) [30] se confirme en montrant que l'effet taille demeure intimement lié à l'effet qualité. Si ces premiers résultats corroborent cette conjecture, les résultats des régressions en coupe transversale présentés dans le tableau 4.53 offrent des précisions supplémentaires. Un modèle à trois facteurs est testé où $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}$. Le modèle comprend les deux facteurs qui montrent les coefficients de sensibilité les plus significatifs, *i.e.* SMB et QMJ. Le modèle montre que les primes de risque de taille et de

qualité sont significatives à 1% pour trois des huit panels. Bien que ces résultats soient globalement plus convaincants que ceux des autres facteurs de risque, les panels A, B et E arborent des constantes significativement différentes de zéro. Il est également important de noter que l'ajout des facteurs SMB et QMJ conduit la prime de risque du marché ($\lambda^{r_M - r_f}$) à perdre toute significativité. Malgré les conjectures avancées pour expliquer l'effet de taille par divers éléments tels que l'effet de qualité, les panels A et E ont une ordonnée à l'origine significativement différente de zéro à un seuil de confiance de 5%.

Le modèle de Hou, Xue et Zhang (2015) [414], (2017) [415], repris par Hou, Mo, Xue et Zhang (2018) [410] où $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + w_i(RMW_t) + a_i(AMC_t) + \epsilon_{i,t}$ demeure peu convaincant avec 4 panels dont les constantes sont significativement différentes de zéro. La prime de risque du marché est significative à 10% pour le panel A et E et l'est à 5% seulement pour le A. Le facteur AMC n'est, quant à lui, significatif pour aucun des panels. La prime de risque liée à la rentabilité opérationnelle (RMW), est significative à 1% seulement pour le panel A. Si ce résultat conforte l'intuition que le profil type des petites capitalisations concerne, en moyenne, une entreprise dont la rentabilité opérationnelle est plutôt élevée malgré sa moindre qualité, il est surprenant de ne pas observer un coefficient significatif pour le panel E. Si le modèle de Fama et French à cinq facteurs (2015) [281] reste le seul modèle à rendre toutes les constantes non significatives à un seuil de 10%, l'ajout des facteurs RMW et AMC semble jouer un rôle marginal. En effet, lorsque les primes de risque liées à la rentabilité opérationnelle et à l'investissement sont mobilisées, avec la seule prime de risque du marché, les résultats offrent des résultats mitigés. Il est néanmoins indéniable que la réunion des facteurs SMB, HML, RMW et AMC est la seule combinaison permettant d'obtenir ce résultat.

Les facteurs explicatifs construits pour approximer les primes de risque liées au co-skewness, d'une part, et au co-kurtosis, d'autre part, ne justifient pas, selon les critères de Fama et French (1992) [260], de les retenir au sein d'un modèle d'évaluation des actifs financiers. Si la mise en évidence d'anomalies-primes de risque n'est pas remise en cause lors des phases de régressions en séries chronologiques, il apparaît que les facteurs de risque tels que nous les avons construits ne trouvent pas de légitimité. En effet, les différentes

combinaisons de facteurs qui les sollicitent montrent sans exception que ces derniers ne contribuent pas à expliquer les rentabilités des portefeuilles. Pour ce qui est des résultats des régressions selon la procédure de Fama et MacBeth (1973) [295], les facteurs NMP et LMP ne sont pas significatifs à un seuil de 10%. Leur utilisation ne concourt pas à réduire le nombre de constantes significativement différentes de zéro et, bien que le marché français semble intégrer dans ses cours, un contenu informationnel lié au co-skewness et au co-kurtosis, nos facteurs de risque ne sont pas retenus. Ceci peut potentiellement être expliqué par la forme linéaire attribuée à ces facteurs de risque. Cette justification reste toutefois fragilisée par la forme linéaire des cinq facteurs de Fama et French (2015) [281] qui parviennent à expliquer correctement les rentabilités, en coupe transversale, contrairement à toutes les autres combinaisons de facteurs. Ces résultats s'inscrivent avec ceux de Lajili-Jarjir (2006) [469] qui conclut que le recours à des facteurs de risque empiriques fondés sur les co-moments d'ordres supérieurs à deux ne sont guère concluants. En effet, l'auteur montre qu'un modèle *ad-hoc* comme celui de Fama et French à trois facteurs (1993) [261] permet d'expliquer la quasi-totalité de la variation temporelle des rentabilités mensuelles des portefeuilles de titres français. L'auteur ajoute que l'addition du co-skewness, dans les régressions en séries chronologiques est sans influence et n'améliore pas le pouvoir explicatif des modèles qui l'intègrent.

Si la piste de l'effet de qualité proposée par Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz et Pedersen (2018) [29] apporte une réponse partielle compte tenu des résultats, il demeure toutefois possible de trouver un parallèle avec le travail de Hou et Van Dijk (2019) [413]. Ces derniers affirment que l'effet taille n'a jamais disparu sur les marchés américains lorsque les « *profitability shocks* » sont contrôlés. Cette assertion peut apporter des éléments de réponse. Bien que le facteur QMJ ne parvienne pas à absorber l'intégralité des rentabilités en coupe transversale, le facteur comprend dans sa construction plusieurs éléments liés à l'effet « *profitability* ». Il est alors envisageable que le facteur proposé par Asness, Frazzini et Pedersen (2019) [30] intègre un contenu informationnel proche de ce que Hou et Van Dijk (2019) [413] appellent des « *profitability shocks* ». Campbell (1991) [118] définit la rentabilité *ex post* comme la somme de la rentabilité attendue, des nouvelles informations

relatives aux flux de trésorerie (« *cash flow shocks* ») ainsi que les informations qui renseignent sur le risque du titre (« *discount rate shocks* »). C'est la raison pour laquelle il déclare que la rentabilité *ex post* est une mesure « bruitée ». Les éléments de réflexion laissés par Campbell (1991) [118], Vuolteenaho (2002) [676] et Chen, Da, et Zhao (2013) [143] suggèrent que la principale composante qui perturbe la rentabilité réalisée sont les « chocs de trésorerie » (« *cash flow shocks* ») et dont l'influence varie selon qu'il s'agisse de petites ou de grandes capitalisations. À l'instar d'un effet indirect lié à la qualité, il est également envisageable que ces chocs qui influencent davantage les petites capitalisations expliquent pourquoi ces dernières ont, en moyenne, des co-skewness négatifs contrairement aux grandes capitalisations. L'observation de coefficients de sensibilité significativement différents de zéro sur les panels liés à l'effet de taille (panels A et E) et à l'effet de rentabilité opérationnelle (panel C) soutient cette conjecture.

4.6 Conclusion

Ce chapitre apporte un éclairage supplémentaire à destination du marché français relativement à l'évaluation de ses actifs financiers. En marge de ce qui fut produit dans le chapitre précédent, le chapitre 4 positionne notre réflexion dans un axe de généralisation du MÉDAF et s'interroge sur la dimension restrictive des paramètres qui le composent. Cette étude empirique met en perspective que les anomalies-primas de risque, à l'exception de l'effet taille, semblent toutes disparaître lorsque les titres sont préalablement classés selon leurs co-skewness et plus particulièrement, selon leurs co-kurtosis. Seul l'effet taille poursuit la mise en échec des différents modèles *ad-hoc* ou non. En marge de ces résultats, nous mettons, à nouveau, en perspective que l'effet taille est un effet complexe qui ne repose pas seulement sur la capitalisation boursière, mais demeure intimement lié à l'effet de qualité ainsi qu'à l'effet du co-skewness. En moyenne, les petites capitalisations sont plus rentables et cette surperformance s'explique partiellement par le fait que le profil des petites sociétés est celui de titres dont le co-skewness est négatif. Dans le cadre d'une interrogation sur le degré semi-fort de l'efficience informationnelle des marchés, les co-moments d'ordres trois et quatre sont intégrés dans les cours. Le modèle de Fama et French à cinq facteurs (2015)

[281] parvient à capter correctement leurs influences en coupe transversale, mais échoue en séries chronologiques. Le contenu informationnel issu des co-moments d'ordres trois et quatre ne semble pas rendre caducs les primes de risque qui apparaissent, ici, adéquates en l'absence d'alternatives au modèle de marché.

4.7 Annexes du chapitre 4

TABLE 4.27 – Statistiques descriptives des variables dépendantes groupées selon les panels E, F, G et H construites sur la base du co-kurtosis : janvier 1990 à juin 2016

		Moyenne (%)	Écart-type (%)	Kurto.	Skewn.	Ratio de Sharpe	J. Bera	Capi.	Nb. de titres moy.	
Panel E	<i>Market capitalisation</i>	Size 1, ψ^L	2,89	7,22	6,15	1,05	0,40	189,7	4,8	38,0
		Size 1, ψ^M	2,45	4,53	1,35	0,46	0,54	47,5	6,2	61,5
		Size 1, ψ^P	1,67	4,25	1,33	0,36	0,39	43,9	6,3	29,9
		Size 2, ψ^L	1,83	6,69	2,93	0,86	0,27	39,3	23,5	30,3
		Size 2, ψ^M	1,88	4,61	4,17	0,72	0,41	45,8	25,3	69,0
		Size 2, ψ^P	1,46	3,86	1,74	0,10	0,38	21,7	26,5	34,0
		Size 3, ψ^L	1,50	6,71	1,77	-0,45	0,22	30,9	98,2	31,9
		Size 3, ψ^M	1,57	4,34	0,96	-0,23	0,36	57,7	98,9	74,6
		Size 3, ψ^P	1,12	3,60	1,95	-0,34	0,31	20,7	96,6	32,3
		Size 4, ψ^L	1,15	7,69	5,79	1,12	0,15	169,5	2 096,8	37,4
		Size 4, ψ^M	0,84	5,36	2,14	0,20	0,16	11,8	3 575,6	73,1
		Size 4, ψ^P	0,48	4,69	2,67	-0,69	0,10	26,8	4 418,1	31,2
Panel F	<i>Book-to-Market</i>	BM 1, ψ^L	1,27	8,79	6,05	1,12	0,14	189,4	401,8	38,0
		BM 1, ψ^M	1,06	5,72	5,81	0,59	0,19	123,1	1 298,1	61,5
		BM 1, ψ^P	1,00	5,12	1,00	0,11	0,20	53,7	1 652,4	29,9
		BM 2, ψ^L	1,13	8,20	2,41	0,01	0,14	4,7	584,8	30,3
		BM 2, ψ^M	0,76	5,77	2,02	-0,40	0,13	21,1	1 419,9	69,0
		BM 2, ψ^P	0,65	4,70	1,33	-0,46	0,14	48,3	2 201,9	34,0
		BM 3, ψ^L	0,87	7,12	1,52	-0,04	0,12	29,3	587,8	31,9
		BM 3, ψ^M	0,61	5,92	0,56	-0,15	0,10	80,2	1 102,1	74,6
		BM 3, ψ^P	0,64	5,06	0,72	0,15	0,13	70,0	984,3	32,3
		BM 4, ψ^L	1,19	12,40	46,98	4,44	0,10	26 667,1	708,6	37,4
		BM 4, ψ^M	1,44	6,68	1,95	0,38	0,22	22,2	320,4	73,1
		BM 4, ψ^P	0,96	6,70	3,30	0,26	0,14	4,7	353,2	31,2
Panel G	<i>Opent. Profitability</i>	OP 1, ψ^L	0,61	10,24	9,56	0,59	0,06	589,3	401,8	51,0
		OP 1, ψ^M	0,88	7,48	4,39	0,15	0,12	26,6	1 298,1	61,6
		OP 1, ψ^P	0,34	6,33	1,83	0,12	0,05	18,9	1 652,4	26,0
		OP 2, ψ^L	1,13	7,95	1,40	0,33	0,14	39,7	584,8	31,1
		OP 2, ψ^M	0,85	6,20	2,23	-0,29	0,14	12,2	1 419,9	72,1
		OP 2, ψ^P	1,03	4,81	2,73	0,44	0,21	11,1	2 201,9	34,1
		OP 3, ψ^L	0,86	8,61	5,01	0,59	0,10	72,3	587,8	28,3
		OP 3, ψ^M	0,90	5,94	3,67	0,67	0,15	29,8	1 102,1	73,3
		OP 3, ψ^P	0,58	4,73	1,40	0,37	0,12	40,8	984,3	37,4
		OP 4, ψ^L	1,35	8,21	7,59	1,21	0,16	356,2	708,6	28,2
		OP 4, ψ^M	1,00	5,11	0,41	-0,40	0,20	97,8	320,4	75,6
		OP 4, ψ^P	0,52	5,08	1,93	-0,71	0,10	42,1	353,2	33,1
Panel H	<i>Investment</i>	Inv. 1, ψ^L	1,27	10,27	27,55	3,22	0,12	8 535,6	509,9	40,2
		Inv. 1, ψ^M	0,99	6,96	7,83	0,39	0,14	317,8	758,9	62,1
		Inv. 1, ψ^P	0,62	4,73	1,59	-0,01	0,13	26,3	609,9	23,9
		Inv. 2, ψ^L	0,61	7,38	1,15	0,25	0,08	48,7	819,4	24,4
		Inv. 2, ψ^M	0,98	5,52	2,21	0,31	0,18	13,5	1 220,5	69,5
		Inv. 2, ψ^P	0,78	5,32	2,33	0,37	0,15	13,2	1 592,8	31,8
		Inv. 3, ψ^L	1,68	7,83	3,72	-0,34	0,22	13,2	598,0	24,2
		Inv. 3, ψ^M	0,88	5,89	0,88	-0,12	0,15	60,3	1 314,9	65,1
		Inv. 3, ψ^P	0,63	4,85	3,18	-0,86	0,13	39,4	1 765,8	31,5
		Inv. 4, ψ^L	1,26	8,60	2,12	0,10	0,15	10,8	442,5	25,1
		Inv. 4, ψ^M	0,78	6,00	1,53	-0,42	0,13	38,0	979,7	50,0
		Inv. 4, ψ^P	0,67	5,13	0,63	-0,40	0,13	82,9	1 232,7	26,3

*

TABLE 4.28 – Statistiques descriptives des facteurs explicatifs : janvier 1990 à juin 2016

	Moyenne (%)	Écart-type (%)	Kurtosis	Skewness	Ratio de Sharpe	Jarque Bera
$r_M - r_f$	0,83	5,12	1,97	0,40	0,16	22,3
<i>SMB</i>	1,09	4,29	4,82	-0,90	0,25	87,1
<i>HLM</i>	0,09	4,45	5,83	0,04	0,02	106,1
<i>RMW</i>	0,45	3,78	3,42	-0,62	0,12	22,6
<i>CMA</i>	-0,19	3,82	6,41	0,99	-0,05	205,8
ψ^M	0,9	5,19	1,86	0,12	0,17	18
ψ^{M^\perp}	0,15	2,33	18,22	-0,98	0,06	3 119,40
ψ^P	0,51	4,46	2,98	-0,77	0,11	31,6
ψ^{P^\perp}	-0,01	3,1	8,27	-1,63	0,00	508,8
ψ^L	1,19	7,28	4,69	1,04	0,16	95,2
ψ^{L^\perp}	0,22	4,11	5,17	0,88	0,05	103
γ^-	0,98	4,97	1,76	-0,42	0,20	29,7
$\gamma^{-\perp}$	0,37	3,29	2,59	-0,41	0,11	11
γ^+	0,74	5,41	2,94	0,55	0,14	16,2
$\gamma^{+\perp}$	-0,12	1,17	9,7	0,60	-0,10	614,1
<i>NMP</i>	0,12	2,16	4,46	-0,74	0,06	57,4
<i>LMP</i>	0,34	3,21	5,73	1,31	0,11	189,1

FIGURE 4.6 – Construction des stratégies groupées selon les panels A, B, C et D fondés sur la mesure du co-skewness

Les titres français de l'échantillon sont classés annuellement selon leurs co-skewness mesurés à partir d'un historique de 36 mois. Les titres sont distingués en deux groupes de *co-skewness* : positif [γ^+] et négatif [γ^-]. Les titres français sont classés subséquentment et indépendamment en quatre groupes de taille (panel A), à partir du ratio *book-to-market* (panel B), à partir du ratio de rentabilité opérationnelle (panel C) puis en fonction du degré d'investissement (panel D).

Panel A		<i>Capitalisations</i>				Panel B		<i>Book-to-Market</i>			
		Petite 25%	2 25%	3 25%	Grande 25%			Faible 25%	2 25%	3 25%	Élevé 25%
Co-skewness	Positif γ^+	$\gamma^+,1$	$\gamma^+,2$	$\gamma^+,3$	$\gamma^+,4$	Co-skewness	Positif γ^+	$\gamma^+,1$	$\gamma^+,2$	$\gamma^+,3$	$\gamma^+,4$
	Négatif γ^-	$\gamma^-,1$	$\gamma^-,2$	$\gamma^-,3$	$\gamma^-,4$		Négatif γ^-	$\gamma^-,1$	$\gamma^-,2$	$\gamma^-,3$	$\gamma^-,4$
Panel C		<i>Rentabilité opérationnelle</i>				Panel D		<i>Investissement</i>			
		Faible 25%	2 25%	3 25%	Robuste 25%			Conserv. 25%	2 25%	3 25%	Agress. 25%
Co-skewness	Positif γ^+	$\gamma^+,1$	$\gamma^+,2$	$\gamma^+,3$	$\gamma^+,4$	Co-skewness	Positif γ^+	$\gamma^+,1$	$\gamma^+,2$	$\gamma^+,3$	$\gamma^+,4$
	Négatif γ^-	$\gamma^-,1$	$\gamma^-,2$	$\gamma^-,3$	$\gamma^-,4$		Négatif γ^-	$\gamma^-,1$	$\gamma^-,2$	$\gamma^-,3$	$\gamma^-,4$

FIGURE 4.7 – Construction des stratégies groupées selon les panels E, F, G et H fondés sur la mesure du co-kurtosis

Les titres français sont classés selon la mesure du co-kurtosis en trois groupes. Le portefeuille leptokurtique comprend les trois premiers déciles de titres ayant les co-kurtosis les plus élevés [ψ^L]. Le portefeuille platykurtique intègre, quant à lui, les trois derniers déciles de titres dont les co-kurtosis sont les plus faibles [ψ^P]. Le portefeuille mesokurtique est composé de titres classés dans les quatre déciles centraux [ψ^M]. Un second classement indépendant catégorise les titres en quatre groupes de taille (panel E), en quatre groupes fondés sur le ratio *book-to-market* (panel F), quatre groupes basés sur le ratio de rentabilité opérationnelle (panel G) puis quatre groupes fondés sur le degré d'investissement (panel H).

		<i>Panel E</i> Capitalisations						<i>Panel F</i> Book-to-Market			
		Petite 25%	2 25%	3 25%	Grande 25%			Faible 25%	2 25%	3 25%	Élevé 25%
Co-kurtosis	Lepto 30% ψ^L	$\psi^L,1$	$\psi^L,2$	$\psi^L,3$	$\psi^L,4$	Co-kurtosis	Lepto 30% ψ^L	$\psi^L,1$	$\psi^L,2$	$\psi^L,3$	$\psi^L,4$
	Meso 40% ψ^M	$\psi^M,1$	$\psi^M,2$	$\psi^M,3$	$\psi^M,4$		Meso 40% ψ^M	$\psi^M,1$	$\psi^M,2$	$\psi^M,3$	$\psi^M,4$
	Platy 30% ψ^P	$\psi^P,1$	$\psi^P,2$	$\psi^P,3$	$\psi^P,4$		Platy 30% ψ^P	$\psi^P,1$	$\psi^P,2$	$\psi^P,3$	$\psi^P,4$
		<i>Panel G</i> Rentabilité opérationnelle						<i>Panel H</i> Investissement			
		Faible 25%	2 25%	3 25%	Robuste 25%			Conserv. 25%	2 25%	3 25%	Agress. 25%
Co-kurtosis	Platy 30% ψ^L	$\psi^L,1$	$\psi^L,2$	$\psi^L,3$	$\psi^L,4$	Co-kurtosis	Platy 30% ψ^L	$\psi^L,1$	$\psi^L,2$	$\psi^L,3$	$\psi^L,4$
	Meso 40% ψ^M	$\psi^M,1$	$\psi^M,2$	$\psi^M,3$	$\psi^M,4$		Meso 40% ψ^M	$\psi^M,1$	$\psi^M,2$	$\psi^M,3$	$\psi^M,4$
	Lepto 30% ψ^P	$\psi^P,1$	$\psi^P,2$	$\psi^P,3$	$\psi^P,4$		Lepto 30% ψ^P	$\psi^P,1$	$\psi^P,2$	$\psi^P,3$	$\psi^P,4$

TABLE 4.31 – Matrice de corrélation de Pearson et Spearman des différents facteurs explicatifs construits à destination du marché français : janvier 1990 à juin 2016

	Corrélation de Pearson											Corrélation de Spearman										
	$r_M - r_f$	SMB	HML	RMW	AMC	ψ^M	$\psi^{M\perp}$	ψ^P	$\psi^{P\perp}$	ψ^L	$\psi^{L\perp}$	γ^-	γ^+	$\gamma^- - \gamma^+$	$\gamma^- - \gamma^+$	$\psi^L - \psi^P$	$\psi^{L\perp} - \psi^{P\perp}$					
$r_M - r_f$																						
SMB	-0,62																					
HML	-0,07	-0,61																				
RMW	-0,18	-0,04	-0,01																			
AMC	-0,02	-0,26	0,29	-0,30																		
ψ^M	0,89	-0,50	-0,06	-0,14	-0,11																	
$\psi^{M\perp}$	0,00	0,13	0,00	0,05	-0,21	0,45																
ψ^P	0,72	-0,41	0,10	-0,13	-0,04	0,70	0,13															
$\psi^{P\perp}$	0,00	0,04	0,21	0,00	-0,05	0,08	0,19	0,70														
ψ^L	0,83	-0,56	0,11	-0,25	0,14	0,64	-0,22	0,49	-0,15													
$\psi^{L\perp}$	0,00	-0,09	0,30	-0,19	0,27	-0,17	-0,38	-0,18	-0,27	0,56												
γ^-	0,75	-0,41	0,02	-0,18	0,07	0,78	0,24	0,65	0,17	0,60	-0,04											
γ^+	0,00	0,09	0,12	-0,07	0,12	0,16	0,36	0,18	0,25	-0,03	-0,06	0,66										
γ^+	0,98	-0,64	-0,06	-0,18	0,02	0,86	-0,03	0,69	-0,01	0,84	0,05	0,66	-0,11									
γ^+	0,00	-0,15	0,06	-0,02	0,16	-0,06	-0,14	-0,05	-0,07	0,14	0,25	-0,34	-0,51	0,22								
$\gamma^- - \gamma^+$	-0,36	0,33	0,10	0,02	0,05	-0,18	0,32	-0,11	0,21	-0,36	-0,11	0,33	0,90	-0,50	-0,66							
$\gamma^- - \gamma^+$	0,00	0,12	0,08	-0,05	0,05	0,15	0,34	0,16	0,23	-0,07	-0,12	0,64	0,97	-0,15	-0,71	0,93						
$\psi^L - \psi^P$	0,44	-0,35	0,06	-0,20	0,19	0,24	-0,34	-0,14	-0,65	0,80	0,77	0,22	-0,16	0,47	0,19	-0,33	-0,19					
$\psi^{L\perp} - \psi^{P\perp}$	0,00	-0,09	0,10	-0,13	0,22	-0,17	-0,37	-0,51	-0,73	0,48	0,85	-0,12	-0,18	0,05	0,22	-0,19	-0,21					

TABLE 4.32 – Statistiques descriptives des variables dépendantes groupées selon les panels A, B, C et D construites sur la base du co-skewness : janvier 1990 à juin 2016

		<i>Moyenne (%)</i>	<i>Écart-type (%)</i>	<i>Kurto.</i>	<i>Skewn.</i>	<i>Ratio de Sharpe</i>	<i>J. Bera</i>	<i>Capitalisations</i>	<i>Nb. de titres moy.</i>	
Panel A	<i>Market capitalisation</i>	<i>Size 1, γ^-</i>	1,51	4,26	2,36	0,66	0,35	28,5	5,6	57,1
		<i>Size 2, γ^-</i>	1,42	4,04	0,83	0,01	0,35	62,3	24,5	49,4
		<i>Size 3, γ^-</i>	1,43	4,49	1	-0,3	0,32	57,9	92,3	41,9
		<i>Size 4, γ^-</i>	0,9	5,79	1,39	-0,23	0,16	37,4	3398,0	33,8
		<i>Size 1, γ^+</i>	1,45	3,97	0,59	0,28	0,36	80,9	5,8	81,5
		<i>Size 2, γ^+</i>	1,28	4	1	-0,08	0,32	53,5	25,7	88
		<i>Size 3, γ^+</i>	1,24	4,52	0,78	-0,28	0,27	69,1	100,8	97,1
		<i>Size 4, γ^+</i>	0,75	5,74	4,64	0,73	0,13	64	3742,8	103,1
		Panel B	<i>Books-to-Market</i>	<i>BM 1, γ^-</i>	1,21	6,17	1,94	-0,08	0,2	15,2
<i>BM 2, γ^-</i>	0,93			5,6	3	-0,19	0,17	1,8	859,0	38,7
<i>BM 3, γ^-</i>	0,8			6,31	9,96	1,42	0,13	748,5	587,0	37,1
<i>BM 4, γ^-</i>	1,51			6,83	2,6	-0,43	0,22	12	496,8	35,8
<i>BM 1, γ^+</i>	0,95			6,75	15,81	2,15	0,14	2 416,80	725,9	86,1
<i>BM 2, γ^+</i>	0,82			5,56	0,58	-0,22	0,15	80	1447,5	87
<i>BM 3, γ^+</i>	0,65			5,56	0,36	-0,24	0,12	95,5	1533,4	83,7
<i>BM 4, γ^+</i>	1,06			8,66	12,88	1,82	0,12	1 470,00	1070,0	65,6
Panel C	<i>Operat. profitability</i>	<i>OP 1, γ^-</i>	0,72	8,57	8,42	0,36	0,08	395,4	325,5	40,9
		<i>OP 2, γ^-</i>	0,97	5,97	1,23	-0,05	0,16	41,9	572,3	39,9
		<i>OP 3, γ^-</i>	1,06	5,77	1,54	0,29	0,18	32,7	667,9	37,2
		<i>OP 4, γ^-</i>	1,14	5,9	2,59	0,16	0,19	3,6	1038,4	36,3
		<i>OP 1, γ^+</i>	0,57	7,81	5,99	0,66	0,07	141,8	586,5	78,9
		<i>OP 2, γ^+</i>	0,96	5,96	1,96	0,2	0,16	16,5	1151,8	79,7
		<i>OP 3, γ^+</i>	0,65	6,64	11,65	1,75	0,1	1 152,40	1480,8	82,1
		<i>OP 4, γ^+</i>	1,08	5,28	1,63	0,11	0,2	25,3	1574,3	82,4
Panel D	<i>Investment</i>	<i>Inv. 1, γ^-</i>	1,23	6,79	10,66	-0,62	0,18	797,1	520,1	38,1
		<i>Inv. 2, γ^-</i>	0,79	5,24	1,01	-0,07	0,15	52,6	816,1	36,8
		<i>Inv. 3, γ^-</i>	1,13	5,65	1,55	-0,14	0,2	29	557,7	35,2
		<i>Inv. 4, γ^-</i>	1,16	6,39	1,09	0	0,18	48,5	472,0	34,0
		<i>Inv. 1, γ^+</i>	0,93	7,92	15,88	2,55	0,12	2 543,20	689,6	81,8
		<i>Inv. 2, γ^+</i>	0,7	5,63	0,8	0,12	0,12	64,7	1375,1	82,7
		<i>Inv. 3, γ^+</i>	0,88	5,78	1,14	-0,2	0,15	48	1456,7	79,5
		<i>Inv. 4, γ^+</i>	0,91	5,91	2,06	-0,12	0,15	12,6	1016,5	62,3

TABLE 4.36 – Résultats des régressions en séries chronologiques pour chaque stratégie par les MCO à l’aide du modèle de marché : janvier 1990 à juin 2016

Dans un premier temps, les titres français de l’échantillon sont classés annuellement selon leurs co-skewness mesurés à partir d’un historique de 36 mois. Les titres sont distingués en deux groupes de *co-skewness* : positif [γ^+] et négatif [γ^-]. Les titres français sont classés subséquentment et indépendamment en quatre groupes de taille (panel A), à partir du ratio *book-to-market* (panel B), à partir du ratio de rentabilité opérationnelle (panel C) puis en fonction du degré d’investissement (panel D). Dans un deuxième temps, les titres sont classés selon la mesure du co-kurtosis en trois groupes. Le portefeuille leptokurtique comprend les trois premiers déciles de titres ayant les co-kurtosis les plus élevés [ψ^L]. Le portefeuille platykurtique intègre, quant à lui, les trois derniers déciles de titres dont les co-kurtosis sont les plus faibles [ψ^P]. Le portefeuille mesokurtique est composé de titres classés dans les quatre déciles centraux [ψ^M]. Un second classement indépendant catégorise les titres en quatre groupes de taille (panel E), en quatre groupes fondés sur le ratio *book-to-market* (panel F), quatre groupes basés sur le ratio de rentabilité opérationnelle (panel G) puis quatre groupes fondés sur le degré d’investissement (panel H). Chacune des 80 stratégies est expliquée par le modèle suivant : $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + \epsilon_{i,t}$

	Size				Book-to-Market				Op. profitability				Investment			
	Intercepts, α															
	Small	2	3	Big	Low	2	3	High	Weak	2	3	Rob.	Cons.	2	3	Aggr.
ψ^L	0.024 ***	0.012 ***	0.008 ***	0.001	0.003	0.003	0.001	0.001	-0.005	0.003	-0.001	0.006	0.003	-0.002	0.008 ***	0.003
	6.42	3.88	2.73	0.57	0.76	0.73	0.23	0.15	-1.07	0.87	-0.39	1.48	0.58	-0.51	2.52	0.87
ψ^M	0.021 ***	0.015 ***	0.011 ***	0.001	0.003 *	0.000	-0.001	0.007 ***	0.001	0.001	0.002	0.003 *	0.002	0.003	0.001	0.001
	9.21	6.72	6.03	0.50	1.68	-0.01	-0.68	2.56	0.26	0.28	0.77	1.94	0.75	1.42	0.55	0.24
ψ^P	0.013 ***	0.012 ***	0.008 ***	-0.001	0.005 **	0.002	0.002	0.003	-0.002	0.006 ***	0.001	0.001	0.003	0.003	0.001	0.002
	6.27	6.04	4.64	-0.28	2.18	0.95	0.77	1.09	-0.63	2.63	0.41	0.24	1.07	1.10	0.55	0.82
γ^-	0.012 ***	0.010 ***	0.010 ***	0.002	0.007 **	0.004	0.002	0.010 ***	0.000	0.004	0.004 *	0.006 **	0.006 *	0.002	0.006 **	0.005 *
	5.52	5.54	4.83	0.95	2.27	1.45	0.62	2.84	-0.12	1.48	1.80	2.09	1.95	1.07	2.23	1.82
γ^+	0.011 ***	0.009 ***	0.007 ***	-0.002 **	0.000	0.001	-0.001	0.000	-0.004	0.002	-0.002	0.004 **	0.000	0.000	0.001	0.002
	5.75	4.89	3.97	-2.14	0.23	0.35	-0.32	0.15	-1.32	0.89	-1.06	2.20	0.11	-0.17	0.50	0.88
	Market premium, β															
	Small	2	3	Big	Low	2	3	High	Weak	2	3	Rob.	Cons.	2	3	Aggr.
ψ^L	0.540 ***	0.741 ***	0.871 ***	1.211 ***	1.203 ***	1.055 ***	0.965 ***	1.337 ***	1.305 ***	0.991 ***	1.198 ***	0.966 ***	1.211 ***	0.930 ***	1.022 ***	1.147 ***
	7.37	12.24	15.85	24.28	17.46	15.59	17.13	11.78	15.32	14.76	18.08	13.41	13.48	15.01	15.99	16.63
ψ^M	0.402 ***	0.510 ***	0.573 ***	0.932 ***	0.858 ***	0.924 ***	0.911 ***	0.835 ***	0.956 ***	0.953 ***	0.886 ***	0.813 ***	0.926 ***	0.844 ***	0.932 ***	0.875 ***
	9.09	12.22	16.29	34.79	21.35	25.52	22.71	14.80	15.42	22.76	21.07	24.93	16.56	22.38	24.61	19.96
ψ^P	0.385 ***	0.365 ***	0.375 ***	0.643 ***	0.593 ***	0.528 ***	0.541 ***	0.740 ***	0.649 ***	0.503 ***	0.602 ***	0.560 ***	0.437 ***	0.619 ***	0.623 ***	0.570 ***
	9.31	9.85	11.22	17.49	13.13	12.50	11.65	12.21	10.98	11.27	15.27	12.17	9.55	13.20	15.54	12.32
γ^-	0.362 ***	0.455 ***	0.501 ***	0.831 ***	0.657 ***	0.686 ***	0.752 ***	0.660 ***	0.923 ***	0.670 ***	0.744 ***	0.696 ***	0.728 ***	0.659 ***	0.666 ***	0.765 ***
	8.61	12.56	12.41	19.30	11.55	14.32	13.72	10.14	11.76	12.50	15.64	13.48	11.67	14.99	13.46	13.79
γ^+	0.392 ***	0.488 ***	0.631 ***	1.092 ***	1.085 ***	0.911 ***	0.855 ***	1.222 ***	1.151 ***	0.941 ***	1.059 ***	0.813 ***	1.078 ***	0.886 ***	0.950 ***	0.861 ***
	10.41	14.21	18.18	77.52	25.82	27.40	22.73	18.60	20.46	24.44	25.13	22.73	17.28	24.21	27.75	19.97

TABLE 4.46 – Résultats des régressions en séries chronologiques pour chaque stratégie par les MMG à l’aide du modèle de marché : janvier 1990 à juin 2016

Dans un premier temps, les titres français de l’échantillon sont classés annuellement selon leurs co-skewness mesurés à partir d’un historique de 36 mois. Les titres sont distingués en deux groupes de *co-skewness* : positif [γ^+] et négatif [γ^-]. Les titres français sont classés subséquentment et indépendamment en quatre groupes de taille (panel A), à partir du ratio *book-to-market* (panel B), à partir du ratio de rentabilité opérationnelle (panel C) puis en fonction du degré d’investissement (panel D). Dans un deuxième temps, les titres sont classés selon la mesure du co-kurtosis en trois groupes. Le portefeuille leptokurtique comprend les trois premiers déciles de titres ayant les co-kurtosis les plus élevés [ψ^L]. Le portefeuille platykurtique intègre, quant à lui, les trois derniers déciles de titres dont les co-kurtosis sont les plus faibles [ψ^P]. Le portefeuille mesokurtique est composé de titres classés dans les quatre déciles centraux [ψ^M]. Un second classement indépendant catégorise les titres en quatre groupes de taille (panel E), en quatre groupes fondés sur le ratio *book-to-market* (panel F), quatre groupes basés sur le ratio de rentabilité opérationnelle (panel G) puis quatre groupes fondés sur le degré d’investissement (panel H). Chacune des 80 stratégies est expliquée par le modèle suivant : $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i^{MMG} + \beta_i^{MMG}(r_{M_t} - r_{f_t}) + \epsilon_{i,t}^{MMG}$

	Size				Book-to-Market				Op. profitability				Investment			
	Intercepts, α^{MMG}															
	Small	2	3	Big	Low	2	3	High	Weak	2	3	Rob.	Cons.	2	3	Aggr.
ψ^L	0.024 ***	0.012 ***	0.008 ***	0.001	0.003	0.003	0.001	0.001	-0.005	0.003	-0.001	0.006	0.003	-0.002	0.008 **	0.003
	5.12	3.48	2.37	0.47	0.59	0.69	0.21	0.16	-0.98	0.77	-0.36	1.35	0.53	-0.38	2.33	0.83
ψ^M	0.021 ***	0.015 ***	0.011 ***	0.001	0.003	0.000	-0.001	0.007 ***	0.001	0.001	0.002	0.003 *	0.002	0.003	0.001	0.001
	7.64	5.38	4.22	0.52	1.48	-0.02	-0.61	2.34	0.24	0.22	0.76	1.90	0.55	1.39	0.44	0.24
ψ^P	0.013 ***	0.012 ***	0.008 ***	-0.001	0.005 **	0.002	0.002	0.003	-0.002	0.006 ***	0.001	0.001	0.003	0.003	0.001	0.002
	5.19	4.50	3.51	-0.21	2.18	0.81	0.68	0.96	-0.53	2.37	0.40	0.21	0.94	1.06	0.40	0.74
γ^-	0.012 ***	0.010 ***	0.010 ***	0.002	0.007 **	0.004	0.002	0.010 **	0.000	0.004	0.004 *	0.006 **	0.006	0.002	0.006 **	0.005 *
	5.34	5.17	3.91	0.85	2.08	1.26	0.64	2.12	-0.12	1.17	1.65	2.18	1.60	0.90	2.14	1.92
γ^+	0.011 ***	0.009 ***	0.007 ***	-0.002 **	0.000	0.001	-0.001	0.000	-0.004	0.002	-0.002	0.004 *	0.000	0.000	0.001	0.002
	5.11	4.04	3.27	-2.24	0.24	0.39	-0.29	0.15	-1.24	0.98	-1.18	1.71	0.11	-0.18	0.46	0.94
	Market premium, β^{MMG}															
	Small	2	3	Big	Low	2	3	High	Weak	2	3	Rob.	Cons.	2	3	Aggr.
ψ^L	0.540 ***	0.741 ***	0.871 ***	1.211 ***	1.203 ***	1.055 ***	0.965 ***	1.337 ***	1.305 ***	0.991 ***	1.198 ***	0.966 ***	1.211 ***	0.930 ***	1.022 ***	1.147 ***
	5.58	8.75	8.41	12.23	7.58	7.49	8.76	4.23	7.12	7.98	8.24	6.84	5.42	6.20	8.48	7.81
ψ^M	0.402 ***	0.510 ***	0.573 ***	0.932 ***	0.858 ***	0.924 ***	0.911 ***	0.835 ***	0.956 ***	0.953 ***	0.886 ***	0.813 ***	0.926 ***	0.844 ***	0.932 ***	0.875 ***
	5.28	7.41	8.16	9.24	8.94	8.47	7.73	5.92	6.71	7.20	8.69	7.98	6.15	8.14	9.50	8.25
ψ^P	0.385 ***	0.365 ***	0.375 ***	0.643 ***	0.593 ***	0.528 ***	0.541 ***	0.740 ***	0.649 ***	0.503 ***	0.602 ***	0.560 ***	0.437 ***	0.619 ***	0.623 ***	0.570 ***
	5.19	5.29	6.21	5.87	7.67	5.07	5.60	4.87	5.32	5.31	8.21	4.03	5.95	4.75	6.59	6.05
γ^-	0.362 ***	0.455 ***	0.501 ***	0.831 ***	0.657 ***	0.686 ***	0.752 ***	0.660 ***	0.923 ***	0.670 ***	0.744 ***	0.696 ***	0.728 ***	0.659 ***	0.666 ***	0.765 ***
	4.86	6.82	6.29	13.25	7.90	6.91	6.86	5.20	6.14	6.39	11.10	6.95	6.35	6.71	8.16	8.60
γ^+	0.392 ***	0.488 ***	0.631 ***	1.092 ***	1.085 ***	0.911 ***	0.855 ***	1.222 ***	1.151 ***	0.941 ***	1.059 ***	0.813 ***	1.078 ***	0.886 ***	0.950 ***	0.861 ***
	6.87	8.28	9.61	30.95	8.72	10.09	10.20	8.16	10.84	8.72	10.03	11.59	8.01	8.74	9.49	8.99

TABLE 4.47 – Résultats des régressions en séries chronologiques pour chaque stratégie par les MMG à l’aide du modèle à trois facteurs de Fama et French : janvier 1990 à juin 2016

Dans un premier temps, les titres français de l’échantillon sont classés annuellement selon leurs co-skewness mesurés à partir d’un historique de 36 mois. Les titres sont distingués en deux groupes de *co-skewness* : positif [γ^+] et négatif [γ^-]. Les titres français sont classés subséquentment et indépendamment en quatre groupes de taille (panel A), à partir du ratio *book-to-market* (panel B), à partir du ratio de rentabilité opérationnelle (panel C) puis en fonction du degré d’investissement (panel D). Dans un deuxième temps, les titres sont classés selon la mesure du co-kurtosis en trois groupes. Le portefeuille leptokurtique comprend les trois premiers déciles de titres ayant les co-kurtosis les plus élevés [ψ^L]. Le portefeuille platykurtique intègre, quant à lui, les trois derniers déciles de titres dont les co-kurtosis sont les plus faibles [ψ^P]. Le portefeuille mesokurtique est composé de titres classés dans les quatre déciles centraux [ψ^M]. Un second classement indépendant catégorise les titres en quatre groupes de taille (panel E), en quatre groupes fondés sur le ratio *book-to-market* (panel F), quatre groupes basés sur le ratio de rentabilité opérationnelle (panel G) puis quatre groupes fondés sur le degré d’investissement (panel H). Chacune des 80 stratégies est expliquée par le modèle suivant : $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i^{MMG} + \beta_i^{MMG}(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i^{MMG}(SMB_t) + h_i^{MMG}(HML_t) + \epsilon_{i,t}^{MMG}$

	Size				Book-to-Market				Op. profitability				Investment			
	Small	2	3	Big	Low	2	3	High	Weak	2	3	Rob.	Cons.	2	3	Aggr.
Intercepts, α^{MMG}																
ψ^L	0.009**	-0.004	-0.003	0.004	0.004	-0.001	-0.005	0.001	-0.009	-0.002	0.002	-0.002	0.004	-0.005	0.004	-0.003
ψ^M	0.010**	0.001	0.002	-0.001	0.005	-0.003	-0.004	0.003	-0.003	-0.002	-0.001	0.002	0.001	-0.002	0.000	-0.001
ψ^P	0.006***	0.003	0.002	-0.001	0.005*	0.002	0.000	-0.002	-0.005	0.004	0.001	-0.002	-0.001	0.001	-0.001	0.000
γ^-	0.005*	0.001	0.002	0.003	0.005	0.000	-0.005	0.005	-0.009	0.001	0.003	0.002	0.002	0.001	0.002	0.000
γ^+	0.004*	0.000	-0.001	-0.001	0.005**	-0.002	-0.002	0.000	-0.005	0.000	0.001	0.002	0.005	-0.004	-0.001	0.000
	1.71	-0.13	-0.34	-0.93	2.04	-0.99	-0.64	-0.02	-1.35	-0.01	0.48	0.89	1.04	-1.53	-0.30	-0.03
Market premium, β^{MMG}																
ψ^L	1.072***	1.310***	1.230***	1.146***	1.170***	1.196***	1.156***	1.364***	1.447***	1.166***	1.071***	1.228***	1.174***	1.041***	1.158***	1.360***
ψ^M	0.800***	0.960***	0.878***	0.977***	0.821***	1.036***	0.993***	1.005***	1.098***	1.034***	0.968***	0.854***	0.984***	0.995***	0.985***	0.941***
ψ^P	0.650***	0.657***	0.570***	0.678***	0.596***	0.546***	0.607***	0.940***	0.750***	0.588***	0.612***	0.652***	0.569***	0.687***	0.687***	0.627***
γ^-	0.616***	0.772***	0.777***	0.819***	0.718***	0.800***	1.000***	0.827***	1.227***	0.793***	0.802***	0.806***	0.880***	0.716***	0.808***	0.930***
γ^+	0.648***	0.799***	0.906***	1.065***	0.925***	1.000***	0.894***	1.254***	1.197***	1.004***	0.935***	0.867***	0.929***	1.003***	1.012***	0.932***
	8.21	8.90	10.34	47.17	9.75	17.70	8.56	13.91	15.26	9.96	14.17	11.50	9.22	13.60	11.41	12.40
Small minus Big, s^{MMG}																
ψ^L	0.991***	1.058***	0.664***	-0.160	-0.039	0.252	0.333***	-0.103	0.180	0.299	-0.265	0.515***	-0.132	0.176	0.244*	0.373**
ψ^M	0.740***	0.857***	0.576***	0.086	-0.049	0.215**	0.128	0.269**	0.238	0.134	0.171*	0.072	0.095	0.285***	0.096	0.128
ψ^P	0.502***	0.555***	0.355***	0.049	0.005	0.028	0.108	0.328***	0.158	0.140	0.018	0.159	0.236***	0.116	0.104	0.098
γ^-	0.468***	0.594***	0.512***	-0.039	0.125	0.213**	0.464***	0.274**	0.559***	0.216*	0.101	0.202	0.274***	0.100	0.260***	0.297**
γ^+	0.472***	0.576***	0.506***	-0.050	-0.251*	0.171*	0.052	-0.048	0.016	0.106	-0.209**	0.110	-0.311*	0.206*	0.115	0.130
	4.57	5.09	4.66	-1.32	-1.88	1.80	0.43	-0.30	0.14	0.69	-2.00	1.09	-1.94	1.78	1.01	1.00
High minus Low, h^{MMG}																
ψ^L	0.304***	0.349***	0.252***	0.287***	-0.212	0.171	0.308***	1.318***	0.801***	0.324***	0.160	-0.075	0.511	0.329***	0.170	0.334***
ψ^M	0.240***	0.113	0.111*	-0.002	-0.205	0.004	0.258**	0.506***	0.299**	0.184	-0.120	0.067	0.140	0.060	0.052	-0.003
ψ^P	0.089	0.078	0.175***	0.155	-1.48	0.03	0.213	0.498***	0.311***	0.208***	0.006	0.164	0.166***	0.135	0.158**	0.089
γ^-	0.181***	0.151***	0.167**	0.133	-0.02	0.073	0.117	0.407***	0.230	0.180*	0.089	0.100	0.171*	0.079	0.118	0.191*
γ^+	0.187***	0.203***	0.216***	-0.021	-0.486**	0.006	0.193	0.941***	0.618***	0.143	-0.257**	-0.044	0.200	0.160	0.028	0.053
	2.68	3.12	3.25	-0.52	-3.24	0.05	1.57	5.59	5.25	1.14	-1.98	-0.54	0.93	1.26	0.24	0.46

FIGURE 4.8 – Indice base 100 des portefeuilles intégrant respectivement les titres français de co-skewness positifs et négatifs : Janvier 1990 à Juin 2016

Les titres français de l'échantillon sont classés annuellement selon leurs co-skewness mesurés à partir d'un historique de 36 mois. Les titres sont distingués en deux groupes de *co-skewness* : positif [γ^+] et négatif [γ^-]. Chaque groupe est matérialisé par un portefeuille pondéré par capitalisation et rebalancé annuellement.

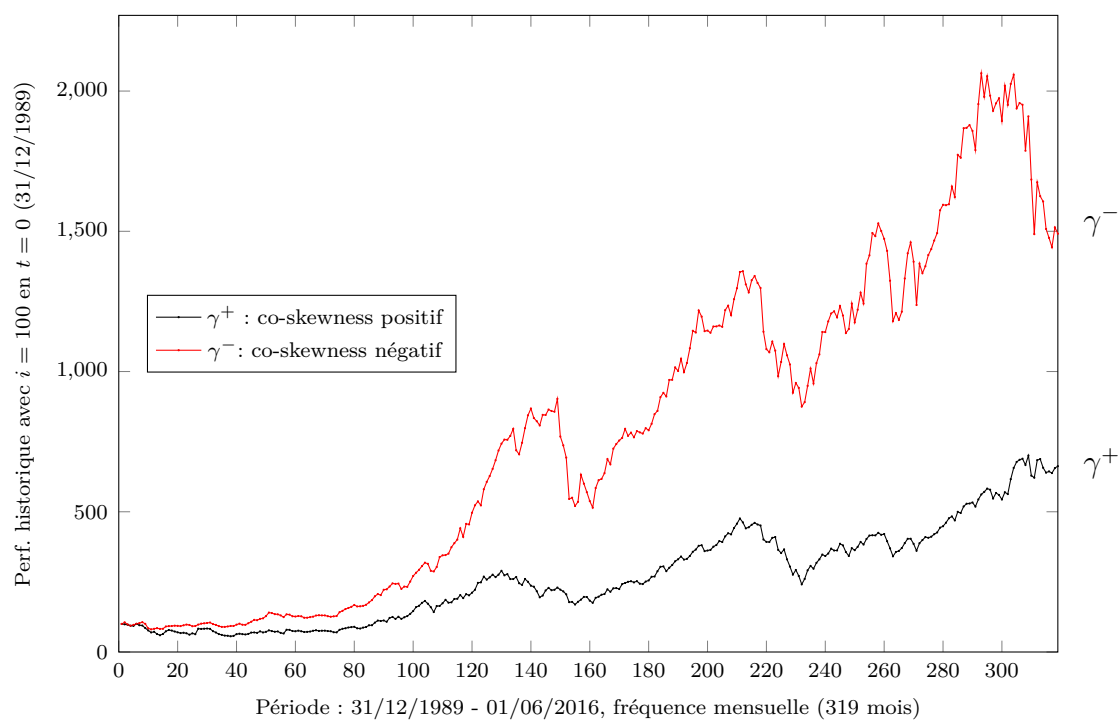


FIGURE 4.9 – Indice base 100 des portefeuilles intégrant respectivement les titres français à co-kurtosis leptokurtique, mesokurtique, platykurtique : Janvier 1990 à Juin 2016

L'échantillon français est classé selon la mesure annuelle du co-kurtosis. Chaque titre existant à l'année τ est classé selon son ψ . L'estimation du co-kurtosis, d'un actif i à l'année τ est basée sur un historique de α mois est la suivante : $\psi_{i,\tau} = \sum_{t-\alpha}^{t-1} [(r_{i\tau} - \mu_i)(r_{M\tau} - \mu_M)^3] / \sum_{t-\alpha}^{t-1} [(r_{M\tau} - \mu_M)^4]$. Ici, $\alpha = 36t$ où t est un mois. Les titres dont les ψ font partie des trois premiers déciles les plus élevés sont dits « leptokurtiques » [ψ^L]; les titres dont les ψ sont dans les trois déciles les plus faibles sont dits « platykurtiques » [ψ^P]; les quatre déciles centraux contiennent, quant à eux, les titres « mesokurtiques » [ψ^M].

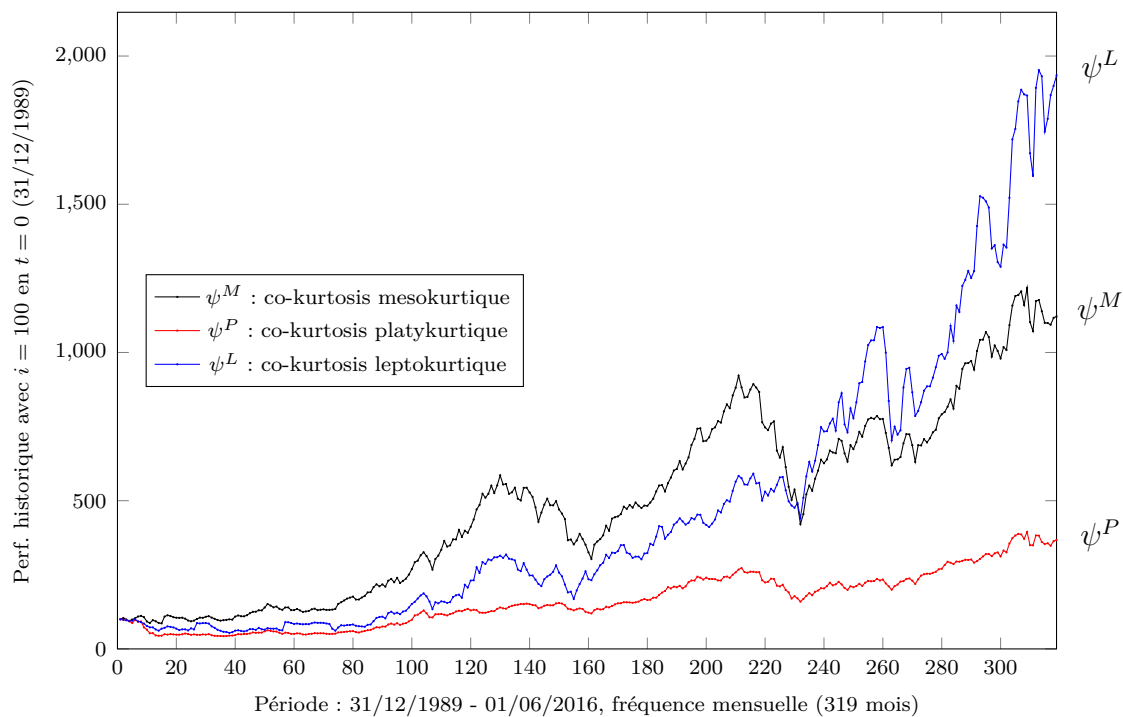


FIGURE 4.10 – Indice base 100 des variables explicatives associées au co-skewness et au co-kurtosis : janvier 1990 à juin 2016

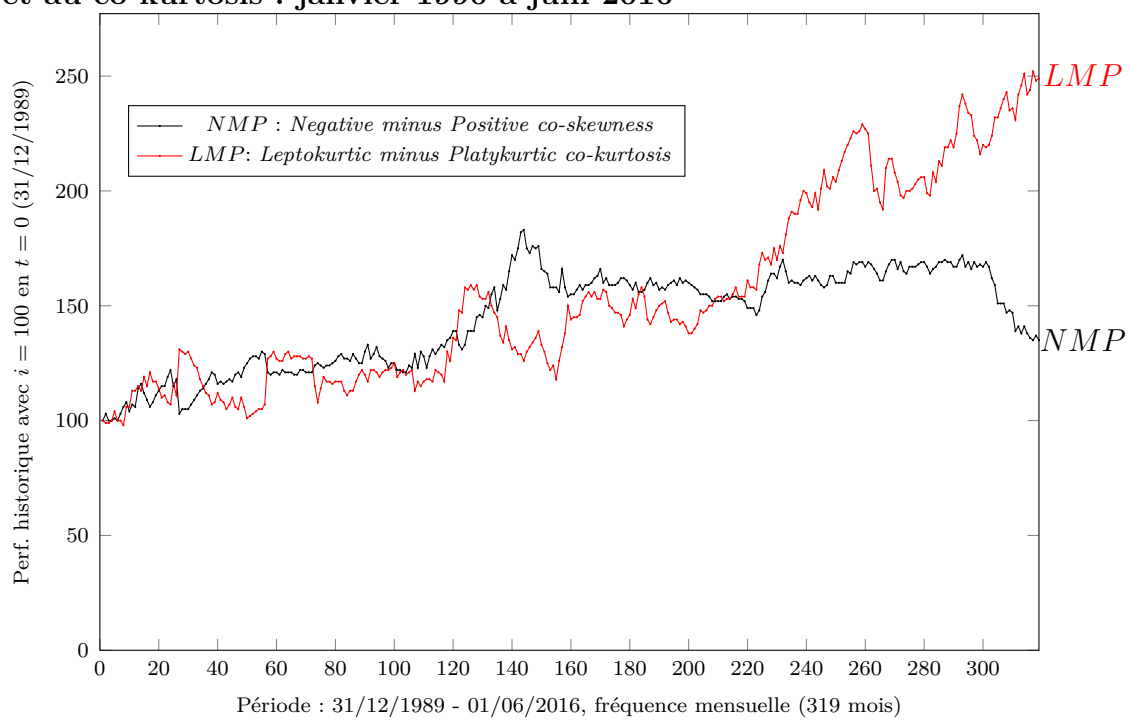


TABLE 4.51 – Résultats des régressions en coupe transversale par la procédure de Fama-MacBeth par panel pour chaque combinaison de facteurs explicatifs français : janvier 1990 à juin 2016 [Partie 1]

La procédure de Fama et MacBeth (1973) [295] qualifiée de procédure en deux étapes relie la rentabilité des titres aux coefficients estimés de plusieurs primes de risque où $r_{i,t} - r_{f,t}$ est expliqué comme suit : $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i^1 f_{1,t} + \beta_i^2 f_{2,t} + \dots + \beta_i^k f_{k,t} + \epsilon_{i,t}$, on cherche à estimer les β^j où $j = 1, \dots, k$. Les coefficients de sensibilité affectés aux titres deviennent les variables indépendantes des régressions en coupe instantanée le mois suivant la période d'estimation chronologique avec $r_{i,t+1} = a_i + \lambda_i^1 \beta_{i,t}^1 + \lambda_i^2 \beta_{i,t}^2 + \dots + \lambda_i^k \beta_{i,t}^k + u_{i,t}$. Les coefficients de sensibilité sont en gras, les t statistiques sont indiqués au dessous de chaque coefficient et sont illustrés par un système d'étoiles où * $p < 0, 1$; ** $p < 0, 05$; *** $p < 0, 01$. Petersen (2009) [589] recommande que les estimations soient corrigées par la procédure de Newey-West afin de ne pas subir les effets d'autocorrélation. Les estimations sont conduites par la méthode des moments généralisée en ligne avec Cochrane (2009) [159].

	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \alpha_i$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{rM-rf}$		$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + \epsilon_{i,t}$
Panel A	0,022	***	-0,009		
<i>t-stat</i>	6,167		-1,618		
Panel B	0,008	*	0,004		
<i>t-stat</i>	1,827		0,656		
Panel C	0,007	*	0,004		
<i>t-stat</i>	1,721		0,572		
Panel D	0,003		0,008		
<i>t-stat</i>	0,565		1,252		
Panel E	0,030	***	-0,015	***	
<i>t-stat</i>	4,580		-2,391		
Panel F	0,001		0,009		
<i>t-stat</i>	0,166		1,314		
Panel G	0,009	*	0,000		
<i>t-stat</i>	1,648		0,045		
Panel H	0,003		0,006		
<i>t-stat</i>	0,304		0,579		

	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \alpha_i$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{rM-rf}$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{smb}$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{hml}$	
Panel A	0,010	**	-0,003		0,016	***	0,016	*
<i>t-stat</i>	2,065		-0,431		3,940		1,832	
Panel B	0,005		0,003		0,012	*	-0,002	
<i>t-stat</i>	0,858		0,393		1,703		-0,335	
Panel C	0,004		0,003		0,012	*	-0,002	
<i>t-stat</i>	0,772		0,354		1,703		-0,301	
Panel D	0,003		0,004		0,003		0,013	
<i>t-stat</i>	1,082		0,501		1,254		-0,194	
Panel E	0,020	***	-0,013	*	0,018	***	-0,016	
<i>t-stat</i>	2,993		-1,643		2,367		-0,907	
Panel F	-0,005		0,012		0,020		0,004	
<i>t-stat</i>	-0,359		0,888		1,258		0,683	
Panel G	0,006		0,001		0,006		-0,001	
<i>t-stat</i>	0,633		0,055		0,566		-0,069	
Panel H	0,003		0,003		-0,009		0,024	
<i>t-stat</i>	0,239		0,243		-0,750		1,221	

	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \alpha_i$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{rM-rf}$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{smb}$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{hml}$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{rmw}$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{amc}$
Panel A	0,006		0,000		0,016	***	0,018		0,000		-0,007
<i>t-stat</i>	1,228		0,063		3,134		1,291		0,015		-0,581
Panel B	0,007		0,001		0,008	*	0,002		-0,002		-0,004
<i>t-stat</i>	1,272		0,171		1,692		0,120		-0,198		-0,351
Panel C	0,004		0,003		0,009	*	0,005		0,001		-0,007
<i>t-stat</i>	0,690		0,485		1,779		0,378		0,143		-0,624
Panel D	0,002		0,005		0,021		0,007		-0,024		0,003
<i>t-stat</i>	0,384		0,936		1,541		0,549		-1,558		0,495
Panel E	0,025		-0,013		0,014	***	-0,026		0,049		0,012
<i>t-stat</i>	0,167		0,552		2,374		0,279		-0,833		0,167
Panel F	-0,078		0,256		0,754		-0,199		-0,938		0,099
<i>t-stat</i>	-0,078		0,256		0,754		-0,199		-0,938		0,099
Panel G	0,001		0,006		-0,017		-0,009		-0,004		-0,022
<i>t-stat</i>	0,057		0,375		-1,106		-0,411		-0,341		-1,100
Panel H	-0,006		0,012		-0,007		0,021		-0,013		-0,007
<i>t-stat</i>	-0,439		0,806		-0,426		0,725		-0,556		-0,749

TABLE 4.52 – Résultats des régressions en coupe transversale par la procédure de Fama-MacBeth par panel pour chaque combinaison de facteurs explicatifs français : janvier 1990 à juin 2016 [Partie 2]

La procédure de Fama et MacBeth (1973) [295] qualifiée de procédure en deux étapes relie la rentabilité des titres aux coefficients estimés de plusieurs primes de risque où $r_{i,t} - r_{f,t}$ est expliqué comme suit : $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i^1 f_{1,t} + \beta_i^2 f_{2,t} + \dots + \beta_i^k f_{k,t} + \epsilon_{i,t}$, on cherche à estimer les β^j où $j = 1, \dots, k$. Les coefficients de sensibilité affectés aux titres deviennent les variables indépendantes des régressions en coupe instantanée le mois suivant la période d'estimation chronologique avec $r_{i,t+1} = a_i + \lambda_i^1 \beta_{i,t}^1 + \lambda_i^2 \beta_{i,t}^2 + \dots + \lambda_i^k \beta_{i,t}^k + u_{i,t}$. Les coefficients de sensibilité sont en gras, les t statistiques sont indiqués au dessous de chaque coefficient et sont illustrés par un système d'étoiles où $*p < 0, 1$; $**p < 0, 05$; $***p < 0, 01$. Petersen (2009) [589] recommande que les estimations soient corrigées par la procédure de Newey-West afin de ne pas subir les effets d'autocorrélation. Les estimations sont conduites par la méthode des moments généralisée en ligne avec Cochrane (2009) [159].

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + c_i(AMC_t) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}$$

	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \alpha_i$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{rM-rf}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{smb}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{hml}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{amc}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{qmj}$
Panel A	0,010 *	-0,003	0,023 ***	0,023 *	-0,004	-0,016 *
<i>t-stat</i>	1,923	-0,510	5,065	1,801	-0,319	-1,674
Panel B	0,009	-0,001	0,014	0,002	-0,008	-0,006
<i>t-stat</i>	1,454	-0,186	1,455	0,391	-0,877	-0,570
Panel C	0,005	0,003	0,020 ***	-0,003	-0,005	0,001
<i>t-stat</i>	0,893	0,405	2,632	-0,452	-0,635	0,067
Panel D	0,001	0,006	0,015	0,007	-0,003	0,019
<i>t-stat</i>	0,184	0,891	1,194	0,507	-0,481	1,608
Panel E	0,031 **	-0,024	0,023 **	-0,016	0,005	-0,077 ***
<i>t-stat</i>	2,007	-1,430	2,116	-0,496	0,135	-2,669
Panel F	0,015	-0,012	0,052 **	0,002	-0,019	-0,078 ***
<i>t-stat</i>	0,290	-0,213	2,206	0,268	-0,734	-3,547
Panel G	-0,003	0,010	-0,023	-0,009	-0,012	0,054 ***
<i>t-stat</i>	-0,267	0,699	-1,497	-0,641	-0,585	2,788
Panel H	-0,005	0,012	-0,018	0,021	-0,007	-0,001
<i>t-stat</i>	-0,310	0,827	-1,201	0,824	-0,726	-0,056

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + \gamma_i(NMP_t) + \psi_i(LMP_t) + \epsilon_{i,t}$$

	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \alpha_i$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{rM-rf}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{smb}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{hml}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{PMN}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{LMP}$
Panel A	0,018 ***	-0,011	0,028 ***	0,009	0,003	0,003
<i>t-stat</i>	2,995	-1,457	6,483	0,933	0,395	1,248
Panel B	0,013 **	-0,006	0,015 *	0,005	0,004	0,002
<i>t-stat</i>	2,055	-0,861	1,855	1,042	0,675	0,793
Panel C	0,015	-0,009	0,026 ***	-0,002	0,005	0,003
<i>t-stat</i>	1,523	-0,797	2,914	-0,351	1,594	0,764
Panel D	0,005	0,003	-0,001	0,012	-0,003	0,002
<i>t-stat</i>	0,744	0,541	-0,103	0,863	-0,579	0,702
Panel E	0,019 **	-0,011	0,022 ***	-0,006	-0,001	-0,007
<i>t-stat</i>	2,079	-1,082	2,517	-0,256	-0,162	-0,572
Panel F	0,021	-0,012	0,023	0,012	-0,001	0,015
<i>t-stat</i>	0,759	-0,455	0,806	1,239	-0,338	0,697
Panel G	0,021	-0,012	0,023	0,012	-0,001	0,015
<i>t-stat</i>	0,759	-0,455	0,806	1,239	-0,338	0,697
Panel H	-0,007	0,013	-0,008	0,008	0,002	0,005
<i>t-stat</i>	-0,364	0,667	-0,377	0,269	0,563	0,431

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + w_i(RMW_t) + a_i(AMC_t) + \gamma_i(NMP_t) + \psi_i(LMP_t) + \epsilon_{i,t}$$

	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \alpha_i$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{rM-rf}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{rmw}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{amc}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{PMN}$	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i^{LMP}$
Panel A	0,025 ***	-0,020 ***	-0,008	0,018 *	0,005	0,003
<i>t-stat</i>	4,696	-2,872	-0,899	1,780	0,549	1,267
Panel B	0,013 *	-0,005	-0,003	-0,008	0,002	0,003
<i>t-stat</i>	1,906	-0,676	-0,423	-0,811	0,324	0,812
Panel C	0,022 **	-0,015	-0,001	-0,001	0,005	0,004
<i>t-stat</i>	2,037	-1,220	-0,244	-0,132	1,361	1,081
Panel D	0,004	0,004	-0,011	0,001	0,001	0,002
<i>t-stat</i>	0,757	0,685	-0,779	0,202	0,212	0,615
Panel E	0,037 ***	-0,027 ***	0,088 **	0,009	0,005	0,003
<i>t-stat</i>	3,730	-2,699	2,252	0,475	0,715	0,212
Panel F	0,036	-0,031	-0,003	0,024	-0,003	0,001
<i>t-stat</i>	0,978	-0,823	-0,194	1,197	-0,791	0,076
Panel G	0,000	0,006	0,011	-0,026	0,002	0,007
<i>t-stat</i>	0,027	0,380	0,978	-1,281	1,018	0,797
Panel H	-0,007	0,012	-0,053	0,001	0,001	0,006
<i>t-stat</i>	-0,300	0,453	-1,577	0,055	0,228	0,444

TABLE 4.53 – Résultats des régressions en coupe transversale par la procédure de Fama-MacBeth par panel pour chaque combinaison de facteurs explicatifs français : janvier 1990 à juin 2016 [Partie 3]

La procédure de Fama et MacBeth (1973) [295] qualifiée de procédure en deux étapes relie la rentabilité des titres aux coefficients estimés de plusieurs primes de risque où $r_{i,t} - r_{f,t}$ est expliqué comme suit : $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i^1 f_{1,t} + \beta_i^2 f_{2,t} + \dots + \beta_i^k f_{k,t} + \epsilon_{i,t}$, on cherche à estimer les β^j où $j = 1, \dots, k$. Les coefficients de sensibilité affectés aux titres deviennent les variables indépendantes des régressions en coupe instantanée le mois suivant la période d'estimation chronologique avec $r_{i,t+1} = a_i + \lambda_i^1 \beta_{i,t}^1 + \lambda_i^2 \beta_{i,t}^2 + \dots + \lambda_i^k \beta_{i,t}^k + u_{i,t}$. Les coefficients de sensibilité sont en gras, les t statistiques sont indiqués au dessous de chaque coefficient et sont illustrés par un système d'étoiles où $*p < 0, 1$; $**p < 0, 05$; $***p < 0, 01$. Petersen (2009) [589] recommande que les estimations soient corrigées par la procédure de Newey-West afin de ne pas subir les effets d'autocorrélation. Les estimations sont conduites par la méthode des moments généralisée en ligne avec Cochrane (2009) [159].

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + \gamma_i(NMP_t) + \psi_i(LMP_t) + \epsilon_{i,t}$$

	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \alpha_i$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda^{rM-rf}$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda^{PMN}$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda^{LMP}$
Panel A	0,029 ***		-0,020 ***		0,015 **		0,003
t-stat	5,374		-2,896		2,151		1,202
Panel B	0,014 **		-0,006		-0,001		0,003
t-stat	2,316		-0,864		-0,229		1,192
Panel C	0,015 *		-0,008		0,005		0,004
t-stat	1,889		-0,945		1,495		1,124
Panel D	0,006		0,003		-0,001		0,003
t-stat	1,273		0,460		-0,327		1,152
Panel E	0,025 ***		-0,018 **		0,000		-0,001
t-stat	3,801		-2,298		0,027		-0,055
Panel F	-0,002		0,012		0,002		0,012
t-stat	-0,149		0,873		0,746		1,622
Panel G	0,003		0,004		0,001		-0,005
t-stat	0,316		0,366		0,435		-0,735
Panel H	-0,009		0,017		0,002		0,005
t-stat	-0,544		1,063		1,008		0,621

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + w_i(RMW_t) + a_i(AMC_t) + \epsilon_{i,t}$$

	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \alpha_i$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda^{rM-rf}$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda^{rmw}$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda^{amc}$
Panel A	0,022 ***		-0,012 **		-0,015 ***		0,004
t-stat	5,865		-2,064		-2,335		0,565
Panel B	0,010 *		-0,002		-0,002		-0,007
t-stat	1,761		-0,305		-0,350		-0,891
Panel C	0,008 *		0,001		0,001		-0,006
t-stat	1,709		0,142		0,173		-0,723
Panel D	0,003		0,005		-0,015		-0,001
t-stat	0,601		0,868		-1,243		-0,154
Panel E	0,024 ***		-0,013 *		0,029		0,010
t-stat	3,779		-1,956		1,085		0,724
Panel F	0,005		0,002		-0,011		0,005
t-stat	0,384		0,116		-1,573		0,445
Panel G	0,002		0,005		0,005		-0,024
t-stat	0,148		0,443		0,604		-1,485
Panel H	0,001		0,005		-0,004		-0,005
t-stat	0,121		0,445		-0,251		-0,861

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + q_i(QMJ_t) + \epsilon_{i,t}$$

	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \alpha_i$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda^{rM-rf}$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda^{smb}$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda^{qmj}$
Panel A	0,012 **		-0,003		0,028 ***		-0,017 ***
t-stat	2,263		-0,466		7,147		-2,450
Panel B	0,010 **		-0,001		0,004		-0,014 *
t-stat	2,019		-0,209		0,548		-1,692
Panel C	0,004		0,004		0,017 ***		0,010
t-stat	0,655		0,562		2,337		1,168
Panel D	0,003		0,006		0,002		0,017
t-stat	0,448		0,958		0,203		1,552
Panel E	0,018 **		-0,011		0,022 ***		-0,106 ***
t-stat	2,325		-1,345		3,783		-9,843
Panel F	0,004		0,004		-0,005		-0,001
t-stat	0,364		0,345		-0,470		-0,128
Panel G	0,007		0,000		0,002		0,009
t-stat	0,828		-0,008		0,219		1,118
Panel H	0,001		0,009		-0,012		0,001
t-stat	0,060		0,653		-1,026		0,065

Chapitre 5

Notation extra-financière et marchés financiers : quelle prime de risque dans un modèle à facteurs ?

5.1 Introduction

DANS le cas où l'hypothèse semi-forte d'efficience informationnelle de Fama (1970) [224] serait vérifiée, impliquant que toute l'information publique est parfaitement intégrée dans les cours, alors, par transitivité, l'information extra-financière devrait l'être également. Ce dernier chapitre^{58, 59} pose la question suivante : l'information extra-financière relative à la responsabilité sociale et environnementale des sociétés (RSE) influence-t-elle les cours et si oui, comment ?

Ce dernier chapitre teste la théorie de l'efficience dans une forme semi-forte (Fama, 1970 [224]) en testant empiriquement l'hypothèse que la notation extra-financière, à l'instar de toute information, est intégrée dans les cours. Cette question implique de recourir à un modèle de formation des prix et interroge l'influence de cette notation sur les

58. Une partie de cette étude a été présentée en conférences :

- 25th Global Finance Conference (GFC), Paris, July 3rd - 5th 2018 ;
- 35th Spring International Conference of the AFFI, Paris, May 22nd - 24th 2018 ;
- 11th Financial risks forum, Louis Bachelier, March 26th - 27th

59. Je remercie chaleureusement Julienne Brabet, professeur émérite à l'Université Paris-Est, pour ses conseils et pour ses retours sur ce chapitre. Son expertise sur les mutations du travail dans les entreprises multinationales et leurs réseaux, d'une part, et sur le rôle que peut y jouer la dynamique de la Responsabilité Sociale des Entreprises (RSE), d'autre part, ont permis d'apporter de nombreuses réflexions à ce chapitre.

rentabilités des actions. Plus concrètement, les sociétés non responsables, *i.e.* celles dont la notation extra-financière est faible, sont-elles empiriquement plus risquées ? Peut-on proposer un modèle qui intègre la notation extra-financière et qui permette d'expliquer les anomalies-primas de risques recensées dans la littérature ?

5.2 Méthodologie

5.2.1 Échantillon européen

Cette étude empirique porte sur le marché européen entre le mois de juin 2002 et le mois de mai 2015 et comprend les titres individuels de 18 pays présentés dans le tableau 5.54. Nous avons sollicité les bases de données Thomson Reuters Datastream pour les données comptables et financières ainsi que la base de données Thomson Reuters Asset4 pour les notations extra-financières annuelles individuelles. À l'instar de nos deux précédentes études empiriques portant sur le marché français, la fréquence mensuelle des rentabilités est maintenue. L'ensemble des titres dont le ratio valeur comptable sur valeur de marché est négatif est ôté de l'échantillon ainsi que l'intégralité des sociétés financières. L'échantillon brut est ainsi constitué de 12 144 titres. Parmi ces derniers, l'agence de notation Asset4 attribue une note globale à 1 310. La note annuelle correspond à une moyenne arithmétique de quatre notes reflétant quatre piliers distincts qui reposent sur plus de 750 indicateurs. Les cinq piliers sont respectivement : économique, environnemental, social, gouvernance et réputation.⁶⁰ Les 1 310 titres européens représentent, en nombre, près de 11% des titres sélectionnés, mais pèsent, en 2015, plus de 80% du marché européen selon les capitalisations boursières (*e.g.* figure 5.11). Si cette proportion est convaincante

60. Thomson Reuters (2013) atteste que : *"The ratings are designed to provide the most appropriate peer-to-peer comparisons. At the same time, we endeavor to avoid over-fitting so the relationships remain robust over time. To accomplish this, each ASSET4 pillar is handled and modelled differently. Environmental KPIs tend to be very global-industry-specific. Alternatively, corporate governance practices are best benchmarked by region. Our attempts at getting more granular by investigating region-specific models within each industry-specific environmental model led to preliminary results with little stability from year-to-year so this pursuit was abandoned. The same was true in trying to further break down the region-specific governance models to make them more industry specific. The social practices pillar was the most challenging of the three. Product-responsibility and health-and-safety practices were best benchmarked by industry sector but employment quality and community citizenship practices were most differentiated by region, and human rights issues are benchmarked universally. Each KPI is scored within each industrial, regional, or universal model between zero and one."*

en termes de représentativité, elle met néanmoins en perspective que le nombre de sociétés suivies par les agences de notation extra-financière demeure marginal. Afin d'illustrer notre propos, nous comptabilisons seulement 138 sociétés françaises qui bénéficient de ce suivi sur 1 163 de l'échantillon tricolore (*e.g.* tableau 5.54). Cette faible couverture justifie que pour nous forger une opinion sur la question d'une prime de risque associée à la notation extra-financière, nous devons opter pour un échantillon de sociétés plus large. C'est la raison pour laquelle nous travaillons sur le marché européen dans ce chapitre. Par extension à l'hypothèse de Fama (1970) [224] qui stipule que l'ensemble des informations est disponible pour tous les investisseurs, nous faisons l'assertion que l'information extra-financière est disponible aux opérateurs et professionnels des marchés. Bien que ces professionnels comme les banques achètent ces données extra-financière, ils constituent les principaux intervenants sur les marchés. La notation extra-financière utilisée dans cette étude est produite par Thomson Reuters Asset4. Il s'agit d'une agence extra-financière dite « déclarative » par opposition à celle dite « sollicitée ». Les investisseurs souhaitant intégrer une dimension extra-financière à leurs critères de sélection paient une agence de notation qui va produire un *reporting* extra-financier sur un titre donné. Il s'agit là d'agences extra-financières déclaratives rémunérées par les investisseurs pour noter des sociétés sélectionnées par leurs clients. Les agences extra-financières de nature sollicitée sont *a contrario* rémunérées par les sociétés concernées qui souhaitent avoir un *reporting* extra-financier. Le recours à une agence de nature déclarative qui se base entre autres sur les rapports annuels, le site internet de la société cible, des informations fournies par des organismes à but non lucratif, aux rapports publics est justifié par la recherche d'une plus grande neutralité informationnelle.

5.2.2 Construction des stratégies d'investissement utilisées comme variables dépendantes

À l'issue de chaque année, les titres de l'échantillon sont classés en trois catégories selon leurs notations extra-financières respectives formalisées par l'agence de notation Asset4 Thomson Reuters (*good* pour bonne, *neutral* pour neutre et *bad* pour mauvaise). Ces titres

sont subséquentement classés indépendamment en trois groupes selon 1. le ratio financier *book-to-market* (faible : *low* à élevé : *high*) correspondant au panel A, 2. le taux de variation annuelle du total actif (faible : *conservative* à élevé : *aggressive*) correspondant au panel B puis enfin 3. le taux annuel de rentabilité opérationnelle (faible : *weak* à élevé : *robust*) correspondant au panel C. Le croisement des deux classements produit 9 portefeuilles par panel (soit 27 stratégies au total) qui sont rebalancés chaque année. Chacune est pondérée par capitalisation. Chaque stratégie est formée à la fin du mois de juin en t . La période de détention pour chaque portefeuille décrivant empiriquement une stratégie donnée est d'une année. Le portefeuille est ensuite rebalancé selon le classement des critères financiers et extra-financiers mis à jour (voir figure 5.12).

5.2.3 Construction des stratégies d'investissement utilisées comme facteurs explicatifs

Le facteur *Bad Minus Good* (BMG) correspond à la différence de rentabilités mensuelles entre les deux portefeuilles dont l'un est acheteur de titres non responsables c'est-à-dire, les 30% de l'échantillon dont la notation extra-financière est la plus faible et un portefeuille comprenant les 30% les mieux notés. Un facteur BMG alternatif a été construit⁶¹ et intègre des points d'attachement et de détachement (centiles) à 10% et à 90% contre 30% et 70%. L'allocation des titres dans les portefeuilles *good* et *bad* est réalisée annuellement. La répartition des titres de l'échantillon européen au début de l'année $t + 1$ est effectuée à partir des notations fournies par Asset4 Thomson Reuters à la fin de l'année t . Seul le facteur BMG, dans ce chapitre, est calculé par nos soins. Les facteurs explicatifs $r_M - r_f$, SMB, HML, RMW, CMA et WML sont téléchargés à partir de la base de données de Ken French.⁶² Le choix de recourir aux primes de risques de celle-ci, à l'échelle européenne pour les facteurs standards, s'explique par une volonté d'homogénéité méthodologique. En effet, l'utilisation de ces variables indépendantes permet à nos résultats de s'affranchir de biais

61. Ce test de robustesse, matérialisé par ce facteur BMG alternatif, s'inscrit avec les travaux de [450]. Les résultats obtenus ne montrent pas de sensibilité à la manière dont le facteur BMG est construit. Les résultats sont disponibles sur demande.

62. <http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/>

méthodologiques et sont *de facto* comparables avec d'autres travaux.⁶³

5.3 Les résultats empiriques : analyse des variables dépendantes et des facteurs explicatifs

5.3.1 Statistiques descriptives des variables dépendantes selon leurs seules notations extra-financières

Les statistiques descriptives de l'ensemble des portefeuilles sont présentées dans le tableau 5.55. En moyenne, les portefeuilles les plus rentables sont ceux dont les titres sont les moins socialement responsables. La rentabilité mensuelle moyenne des titres responsables (les trois déciles les mieux notés), tous panels confondus, est de 0,5% contre 1,28% pour les moins bien notés. Ce différentiel de rentabilité moyenne s'accompagne néanmoins d'une volatilité mensuelle supérieure (10,28% pour les « *bad* » contre 5,79% pour les *good*). Il apparaît donc, de manière préliminaire, que les portefeuilles comprenant des titres non responsables, *i.e.* qui comprennent les trois déciles les moins bien notés, sont certes plus rentables, mais visiblement plus risqués sur la période étudiée (juin 2002 - mai 2015). En moyenne, les titres non responsables, tous panels confondus, présentent un ratio de Sharpe 0,14 contre 0,10 pour les plus vertueux ce qui signifie qu'en moyenne, la volatilité supplémentaire imputable à ces titres est bien compensée par l'excès de rentabilité. Observation intéressante, les sociétés les mieux notées sont également les plus grosses en matière de capitalisations (634 millions d'euros contre 65 en moyenne). Il est envisageable de songer à un effet taille, à l'instar des deux premières études empiriques, mais cette considération n'apparaît pas véritablement pertinente. Les sociétés couvertes par l'agence de notation Asset4 représentent dans l'échantillon européen un peu moins de 11% des noms, mais plus de 80% du marché en capitalisation boursière à partir de 2014. Parler d'un effet taille au sens de Banz (1981) [47] n'est donc pas approprié puisque seules, les plus grandes

63. Notons que Ken French ne propose pas de facteurs de risque par pays. Ceci explique que nous ayons construit nous-même les facteurs de risque à destination du marché français dans les deux précédentes études empiriques.

capitalisations sont aujourd'hui suivies par les analystes. Pourtant, les titres responsables, *i.e.* qui ont une notation extra-financière élevée, ont une capitalisation en moyenne dix fois plus élevée que les titres non responsables. Contrairement à ce que Horowitz, Loughran, et Savin (2000) [409], Crain (2011) [180] et Bryan (2014) [115] observent, l'effet de taille ne semble pas exister seulement chez les plus petites capitalisations. Il semble même que l'hypothèse de relation monotone entre la taille et la rentabilité suggérée par Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz et Pedersen (2018) [29] se vérifie.

5.3.2 Statistiques descriptives des stratégies du panel A croisant notation extra-financière et ratio *book-to-market*

Dans le cadre du panel A (notation extra-financière et ratio B/M), le portefeuille de titres de substance et de bonne notation extra-financière (GH) enregistre une rentabilité moyenne de 0,94% contre 0,65% pour celui de croissance (GL). Cette différence est également observable, mais moins saillante pour la tranche des portefeuilles de faible notation extra-financière où le portefeuille de substance (BH) enregistre 1,42% contre 1,41% pour celui de croissance (BL). La volatilité est plus élevée pour les titres dont les notes sont faibles : 16,69% (BH) avec un ratio B/M élevé et 7,83% pour celles dont le ratio B/M est faible (BL) contre 7,55% (GH) et 3,76% (GL). Nous ne détectons pas de relation évidente entre le ratio B/M et la rentabilité boursière comme la littérature le suggère. Néanmoins, les portefeuilles comprenant des titres de substance sont, en moyenne, bien risqués que ceux de croissance. Cette caractéristique justifie que le ratio de Sharpe moyen est plus élevé pour les titres dont le B/M est faible (0,2 contre 0,07) qui sont sanctionnés par une volatilité supérieure non compensée par un différentiel de rentabilité significatif.

5.3.3 Statistiques descriptives des stratégies du panel B croisant notation extra-financière et degré d'investissement

Au regard du découpage croisant la notation extra-financière du degré d'investissement, les rentabilités mensuelles moyennes des portefeuilles non socialement responsables

enregistrent des performances supérieures à celles des titres bien notés sur le plan extra-financier. La tranche non responsable produit, en moyenne, une rentabilité mensuelle de 1,28% contre 0,52% (tableau 5.55, panel B).

En ligne avec Desban et Lajili Jarjir (2018) [199], les sociétés investissant le plus, *i.e.* celles dont la variation du total actif est la plus élevée, sont plus rentables en moyenne que les plus conservatrices (0,69% contre 0,64% au sein des portefeuilles socialement responsables et 1,61% contre 0,64% pour les moins bien notés). Il s'avère toutefois que les niveaux de volatilité observés corroborent en partie le sens de la prime de risque de Chen, Novy-Marx et Zhang (2011) [144], Hou, Xue et Zhang (2015) [414], (2017) [415], Hou, Mo, Xue et Zhang (2018) [410], (2019) [411] et Fama et French (2015) [281], (2016b) [283], (2017) [284], (2018a) [285], (2018c) [286], (2018d) [287], (2019) [288]. En effet, les sociétés les plus conservatrices ont une volatilité mensuelle moyenne de 6,4% contre 4,9% pour les portefeuilles bien notés et 14,2% contre 7,44% pour les moins responsables socialement. La tranche de portefeuilles moins bien notés enregistre en moyenne, dans le panel B, un ratio de Sharpe supérieur à celui de la tranche des portefeuilles responsables (0,16 contre 0,09).

5.3.4 Statistiques descriptives des stratégies du panel C croisant notation extra-financière et ratio de rentabilité opérationnelle

Le panel C comprend les portefeuilles illustrant le croisement indépendant entre la notation extra-financière et le taux de rentabilité opérationnelle des titres. Les croisements entre notation extra-financière et plusieurs critères comptables (B/M, OP ou investissement) ont vocation à pré-contrôler les effets qui conduisent habituellement à observer des anomalies-primés de risque. Ce découpage répond partiellement à la question suivante : les différences de rentabilités des portefeuilles selon la notation extra-financière s'expliquent-elles par un effet indirect de rentabilité opérationnelle ? À l'instar des deux précédents panels, nous notons un schéma très marqué. Les portefeuilles de titres ayant les notes extra-financières les plus faibles, *i.e.* les 30% moins bien notées, ont en moyenne des rentabilités supérieures aux titres socialement responsables (1,21% contre 0,29%, soit près de 1% de différence par

mois toutes classes confondues de *profitability*). Nous enregistrons ainsi une performance mensuelle moyenne de 1,28% et de 1,23% pour les titres non responsables dont la rentabilité opérationnelle est respectivement robuste et faible contre 0,55% et 0,04% pour celles dont la notation extra-financière est élevée.

Cette rentabilité s'accompagne également d'une volatilité supérieure. Les portefeuilles de titres ayant les notes extra-financières les plus faibles ont en moyenne une volatilité de 7,78% (BR) et de 15,85% (BW) pour les titres dont la rentabilité opérationnelle est respectivement robuste et faible contre 3,88% (GR) et 10,54% (GW) pour ceux dont la notation extra-financière est élevée. L'effet de rentabilité opérationnelle est donc visible malgré le découpage par notation extra-financière. En moyenne, les titres dont la rentabilité opérationnelle est plus élevée ont tendance à produire une rentabilité boursière supérieure (0,98% contre 0,38%).

Ces différents résultats conduisent comme pour les cas précédents à constater des niveaux très disparates au regard du ratio de Sharpe. Les ratios des portefeuilles permettent de produire deux observations principales : 1. Les ratios de Sharpe sont en moyenne supérieurs pour les sociétés non responsables (0,13 contre 0,07) et 2. des ratios de Sharpe plus élevés pour les titres ayant des ratios de rentabilité opérationnelle élevés (0,16 contre 0,02). Bien que nous ne puissions pas invoquer d'effet taille, car seules les plus grandes capitalisations sont suivies par l'agence Thomson Reuters Asset4, nous observons une relation positive entre la taille et la notation extra-financière au sein de ce panel.

5.3.5 Statistiques descriptives des facteurs explicatifs

Les corrélations entretenues par les variables indépendantes sont présentées dans le tableau 5.57. Les deux corrélations les plus élevées avec la prime de risque du marché ($r_M - r_f$) sont celles avec HML (0,50) et RMW (-0,49). À l'instar du marché français, le facteur $r_M - r_f$ entretient une corrélation négative avec la variable indépendante SMB (-0,10). Il semble donc que ce qui relevait d'une spécificité française soit une spécificité européenne. Fama et French (2017) [284] observent, en effet, une corrélation sur la période 1990-2015, entre $r_M - r_f$ et SMB, sur le marché européen de -0,11 (p.449). La corrélation

entre les facteurs HML et RMW est également négative et très élevée (-0,66). Fama et French (2017) [284] obtiennent, quant à eux, -0,32. La corrélation que nous observons entre $r_M - r_f$ et HML sur le marché européen entre 2002 et 2015 (0,50) est bien inférieure à celle que Fama et French (2017) [284] observent sur une période plus longue (1990-2015) avec 0,82. Le $\rho_{[r_M - r_f, RMW]}$ que nous observons est, quant à lui, proche de celui observé par Fama et French (2017) [284] (-0,49 contre -0,54). Ces résultats sont riches d'enseignement et indiquent que la corrélation entre les primes de risque des marchés européens et américains est de 0,80. Cette forte corrélation entre les indices de marché conforte notre analyse sur ce qui se révèle être une spécificité d'un marché à un autre.

Le facteur BMG est faiblement corrélé avec les autres facteurs explicatifs. En effet, la corrélation la plus marquée qu'il entretient est avec $r_M - r_f$ avec 0,28. La prime de risque associée à la notation extra-financière est négativement corrélée avec les facteurs RMW, CMA et WML avec respectivement -0,21, -0,05 et -0,14. BMG est positivement corrélé avec le facteur taille (0,21) ainsi qu'avec le facteur de substance (0,19). La corrélation positive avec le facteur SMB corrobore le schéma des rentabilités entre les titres les moins responsables qui ont, en moyenne, des capitalisations moindres. Bien que ces derniers ne puissent être considérés comme « *small* », un lien négatif entre la taille et la rentabilité est observé. Cette observation va toutefois à l'encontre du signe positif que BMG entretient avec $r_M - r_f$ (0,28). Cette corrélation s'explique mécaniquement, car les portefeuilles « *bad* » et « *good* » sont tous les deux positivement covariants avec le portefeuille de marché. Par construction, le différentiel des deux atténue certes le comouvement, mais n'inverse pas le signe. Les figures 5.13 et 5.14 permettent d'illustrer ces propos. La corrélation positive entre BMG et le facteur HML permet de supposer que les titres les moins responsables ont, en moyenne, une propension supérieure à être des titres de substance.

Le tableau 5.56 présente les statistiques descriptives relatives aux rentabilités mensuelles des variables indépendantes. Nous observons des rentabilités mensuelles moyennes respectivement pour $r_M - r_f$, *SMB* et *HML* de 0,7%, 0,163% et 0,214%. Les facteurs RMW, CMA et WML produisent, quant à eux, 0,293%, 0,175% et 0,803%. Le facteur BMG est celui qui produit la rentabilité mensuelle moyenne la plus élevée avec 1,187% et

prend également la première place en matière de volatilité.

5.4 Les résultats des régressions en séries chronologiques groupés par panel pour chaque modèle testé sur le marché européen

Les résultats des régressions en séries temporelles sont présentés sous forme de tableaux pour chaque modèle d'évaluation indiquant les constantes, les coefficients de sensibilité ainsi que les t -statistiques respectifs des trois panels A, B et C.

- Les résultats issus du modèle théorique du MÉDAF où $r_{i,t}$ est expliqué comme suit $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + \epsilon_{i,t}$ sont présentés dans le tableau 5.58 pour les estimations par la méthode des moindres carrés ordinaires et le tableau 5.59 pour les estimations issues de la méthode des moments généralisée ;
- Les résultats issus du modèle de Fama et French à trois facteurs où $r_{i,t}$ est expliqué comme suit $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + \epsilon_{i,t}$ sont présentés dans le tableau 5.60 pour les estimations par les MCO et le tableau 5.61 pour les estimations par les MMG ;
- Les résultats issus du modèle de Carhart à quatre facteurs où $r_{i,t}$ est expliqué comme suit $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + w_i(WML_t) + \epsilon_{i,t}$ sont présentés dans le tableau 5.62 pour les estimations par les MCO et le tableau 5.63 pour les estimations par les MMG ;
- Les résultats issus du modèle de Fama et French à cinq facteurs où $r_{i,t}$ est expliqué comme suit $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + w_i(RMW_t) + c_i(CMA_t) + \epsilon_{i,t}$ sont présentés dans le tableau 5.64 pour les estimations par les MCO et le tableau 5.65 pour les estimations par les MMG ;
- Les résultats issus du modèle à deux facteurs où $r_{i,t}$ est expliqué comme suit $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + b_i(BMG_t) + \epsilon_{i,t}$ sont présentés dans le tableau 5.66 pour les estimations par les MCO et le tableau 5.67 pour les estimations par les MMG.

5.4.1 Analyse des résultats des régressions en séries temporelles par logique de tranches selon le classement de la notation extra-financière indépendamment du paramètre croisé

Nous proposons dans cette section d'analyser les coefficients de sensibilité des régressions selon les trois classements relatifs à la notation extra-financière. Nous analyserons par la suite ces résultats sous un angle de panel, en prenant soin d'observer les impacts liés au croisement avec les autres ratios. Nous parlerons de « tranche » de portefeuilles afin de désigner les portefeuilles de titres ayant la même notation extra-financière, soit trois tranches distinctes (*good*, *neutral* et *bad*).

En premier lieu, nous observons, pour le MÉDAF, que les constantes ont une magnitude plus élevée pour les sociétés non responsables. Ceci est une première piste d'observations qui convergera vers la conclusion que ces titres constituent des portefeuilles plus difficiles à expliquer. En effet, si nous alignons 9 stratégies d'investissement avec des portefeuilles responsables (tranche responsable) face à la tranche des portefeuilles les moins bien notés sur le plan extra-financier, nous observons que sur les 9 confrontations, 6 portefeuilles non responsables montrent des niveaux de significativité des constantes plus élevés. En d'autres termes, les différentes stratégies groupant des sociétés non responsables forment, avec le MÉDAF, des portions de rentabilité plus importantes et significativement non expliquées. Ces stratégies portent tous les stigmates de stratégies formant des anomalies-primés de risque. Ces résultats se positionnent avec ceux de Brammer, Brooks et Pavelin (2006) [99] qui observent sur le marché anglais « [...] *that considerable abnormal returns are available from holding a portfolio of the socially least desirable stocks* » (p.97). Ceci étant, le MÉDAF ne produit aucune anomalie de marché à un seuil de confiance de 1% pour la tranche des titres socialement responsables. Les résultats liés à la significativité des coefficients s'améliorent lorsque l'on passe au modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) [261]. Les magnitudes des coefficients diminuent tout comme les *t*-statistiques à l'exception du portefeuille de notation neutre et de ratio B/M faible. L'intéressé voit sa constante devenir significative à un seuil de confiance de 5%. Le portefeuille ayant un ratio de rentabilité

opérationnelle faible et de notation neutre subit également une hausse de significativité de sa constante. Son $t(\alpha)$ passe de -1,69 avec le MÉDAF à -2,21 avec le modèle à trois facteurs. Pour le reste des constantes, aucune ne devient véritablement non significative, mais le niveau global des t se tarit. Le modèle à quatre facteurs produit des résultats plutôt inattendus et aggrave la situation au regard de la significativité des constantes. Bien que le facteur WML soit presque toujours significatif à un seuil de confiance de 1%, il n'en reste pas moins que sur 27 stratégies, 9 d'entre elles ont une ordonnée à l'origine significative à 10%. Les mauvaises nouvelles pour le modèle à quatre facteurs se logent principalement dans le panel A, croisant la notation avec le ratio B/M, dans lequel les portefeuilles ayant le ratio le plus faible (*low*) ont tous une constante significative à un seuil de 5%. En synthèse, le modèle à quatre facteurs indique une faiblesse à la fois pour la tranche des portefeuilles non socialement responsables et pour ceux ayant un faible ratio B/M. Cette problématique ne sera pas résolue par le modèle à cinq facteurs de Fama et French qui laisse une portion significativement non expliquée à un dixième portefeuille contre 9 pour le modèle à quatre facteurs de Carhart (1997) [129] (FFC4F). Les β , dans le cadre du FF5F, des portefeuilles les moins responsables sont, en moyenne, plus élevés que les portefeuilles bien notés (1,06 contre 0,71). Tous les $\beta^{r_M - r_f}$ sont significatifs à un seuil de 1%. Ce résultat s'inscrit avec les travaux de Bauer, Koedijk et Otten (2005) [65] qui observent que les fonds éthiques sont moins sensibles au risque systématique du marché que les fonds conventionnels : 0,72 contre 0,80 pour le marché allemand, 0,82 contre 0,94 pour le marché domestique anglais et 0,92 contre 0,96 pour le marché domestique américain.

Le facteur de risque SMB, sur 27 stratégies, est significatif à 10% pour 16 d'entre elles, quelle que soit la combinaison de facteurs avec laquelle SMB est associé. La prime de substance (HML) est, quant à elle, moins efficace. Elle est significative à 10% seulement pour 11 stratégies dans le cadre du modèle à trois (FF3F) et à quatre (FFC4F) facteurs. Elle est significative pour 8 stratégies lorsque la prime est utilisée avec le modèle à cinq facteurs de Fama et French (FF5F). HML est plus significatif dans le panel A croisant la notation et le ratio *book-to-market*. Le facteur est, en revanche, peu significatif pour la tranche des moins responsables à l'exception du portefeuille le plus robuste. Dans le

cadre du panel B relatif à l'investissement, HML est significatif à 10% pour 1 stratégie seulement parmi 9. Le facteur WML est, quant à lui, satisfaisant. Il est significatif à un seuil de confiance de 10% pour 20 stratégies sur 27. Il échoue sur la tranche de portefeuilles ayant un ratio B/M faible, sauf pour celui n'étant pas responsable socialement et la tranche de ceux dont le degré d'investissement est élevé (*aggressive stocks*). Cette tranche de titres pose en échec HML, RMW et CMA. En effet, dans le cadre du FF5F, RMW compte 17 stratégies où le coefficient de sensibilité est significatif contre 19 pour CMA à 10%. Les tranches faibles et neutres du ratio B/M ainsi que la tranche agressive du degré d'investissement posent le plus de difficultés au facteur RMW. CMA dresse un bilan mitigé pour ce qui concerne les portefeuilles les moins responsables : 4 coefficients sont significatifs sur les 9 de la tranche.

Le facteur BMG, qui approxime la prime de risque associée à la notation extra-financière, produit 15 coefficients significatifs à 10% sur 27 stratégies. Il parvient à s'imposer comme facteur déterminant pour la tranche intégrale des portefeuilles non responsables. En toute cohérence, ces coefficients de sensibilité sont négatifs lorsque le facteur est utilisé. Cette observation découle mécaniquement de sa construction qui est, rappelons-le, vendeuse sur les titres socialement responsables et acheteuse sur ceux étant les moins bien notés à cet égard. Bien qu'il ne ressorte pas constamment significatif pour la tranche des titres responsables, il demeure satisfaisant avec un seuil de 10% pour 6 stratégies sur 9. Enfin, il n'est pas significatif pour les portefeuilles ayant une notation extra-financière neutre (0 sur 9). Concernant les constantes qu'il produit : sur 27 stratégies d'investissement, les portefeuilles dont les portions de rentabilité sont significativement non expliquées par le modèle sont de 7, soit 2 de plus que le MÉDAF. En cela, le modèle paraît discutable. Le premier portefeuille expliqué réagissant mal à l'addition du facteur BMG est celui dont la notation extra-financière est élevée et dont le ratio B/M est faible. À ce titre, cette faiblesse du modèle à deux facteurs est partagée par l'intégralité des combinaisons de facteurs qui ont tenté de l'expliquer. Le deuxième portefeuille dont la constante est significative à un seuil de 5% a une faible notation et un degré d'investissement conservateur *i.e.* faible ($t(\alpha) = -2, 11$). Contrairement au portefeuille précédent, ce portefeuille est correctement

expliqué par la totalité des modèles à l'exception du modèle à deux facteurs.

En synthèse, les portefeuilles les moins responsables apparaissent plus risqués. Les sections descriptives précédentes révélaient des niveaux de volatilité supérieurs. L'observation de sensibilités accrues pour la prime de risque du marché conforte cette première analyse. Les trois tranches de titres, selon leurs notations extra-financières, sont dans l'ensemble, négativement sensibles à la prime de momentum. Seuls deux coefficients sont positifs mais ces derniers ne sont pas significatifs. Les w_i^{uml} ont une magnitude importante et sont presque tous significatifs à 10% (20 sur 27). Ces résultats sont cohérents avec les travaux de Bauer, Koedijk et Otten (2005) [65] qui utilisent également le modèle de Carhart à quatre facteurs (1997) [129] (FFC4F). Ces derniers mettent en évidence que les fonds éthiques sont plus sensibles au facteur momentum qu'au facteur HML. La prime de risque WML est significative à 5% pour les fonds éthiques allemands (0,05) et anglais (0,04) et à 1% pour les marchés américains (0,20). SMB joue aussi un rôle important.

5.4.2 Résultats des régressions en séries temporelles du panel A regroupant le double classement notation extra-financière et ratio *book-to-market*

Les coefficients β^{rM-rf} sont tous positifs et significatifs à 1% pour chaque combinaison de facteurs. Dans le cadre du panel A (notation et ratio B/M), les β^{rM-rf} sont plus élevés pour les portefeuilles à fort ratio B/M : $\beta_{GL}^{rM-rf} = 0,476$ contre $\beta_{GH}^{rM-rf} = 0,811$ pour la tranche responsable ; $\beta_{NL}^{rM-rf} = 0,606$ contre $\beta_{NH}^{rM-rf} = 0,987$ pour la tranche neutre et enfin $\beta_{BL}^{rM-rf} = 0,939$ contre $\beta_{BH}^{rM-rf} = 1,427$ pour celle des non responsables.

Les tableaux 5.60 et 5.61 présentent les régressions en séries temporelles relatives au modèle à trois facteurs de Fama-French (1993) [261]. À l'exception de la tranche des titres non responsables, les coefficients de sensibilité du facteur de taille (s_i^{smb}) gagnent en magnitude lorsque SMB est utilisé à destination de portefeuilles à ratio B/M élevé : $s_{GL}^{smb} = -0,375$ contre $s_{GH}^{smb} = -0,492$ pour la tranche responsable ; $s_{NL}^{smb} = -0,030$ contre $s_{NH}^{smb} = 0,064$ pour la tranche neutre et enfin $s_{BL}^{smb} = 0,689$ contre $s_{BH}^{smb} = -0,053$ pour celle des non responsables.

À l'exception des titres les moins responsables, les sensibilités au facteur HML sont positives (négatives) et significatives pour les titres de substance (croissance) : $h_{GL}^{hml} = -0,492$ contre $h_{GH}^{hml} = 1,111$ pour la tranche responsable ; $h_{NL}^{hml} = -0,313$ contre $h_{NH}^{hml} = 0,770$ pour la tranche neutre et enfin $h_{BL}^{hml} = -0,010$ contre $h_{BH}^{hml} = 0,456$ pour celle des non responsables. La sensibilité pour le paramètre HML est supérieure pour le portefeuille à fort B/M situé sur la tranche responsable à celle de la prime de risque du marché : $h_{GH}^{hml} = 1,111$ contre $\beta_{GH}^{r_M - r_f} = 0,584$. L'importance du facteur HML dans les modèles reste discutable, car sur les neuf stratégies du panel A, seulement quatre sont significatives à 5%.

Les tableaux 5.62 et 5.63 présentent les résultats des régressions par le modèle à quatre facteurs de Fama, French et Carhart (1997) [129]. À l'exception du portefeuille de faible B/M et de notation neutre, tous les coefficients de sensibilité à la prime de risque WML sont négatifs (soit huit sur neuf). Ces derniers sont significatifs à 10% dans six cas sur neuf. Le facteur apparaît pertinent pour les tranches de B/M neutre et fort sauf pour le portefeuille de notation médiocre et dont le ratio B/M est faible avec $w_{BL}^{wml} = -0,484$ ($t(w_{BL}^{wml}) = -3,33$) et du portefeuille de notation médiocre et dont le ratio B/M est élevé ($w_{BH}^{wml} = -0,443$; $t(w_{BH}^{wml}) = -1,57$).

Les tableaux 5.66 et 5.67 présentent respectivement les résultats des régressions issues du modèle à deux facteurs intégrant le facteur de risque BMG où $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + b_i(BMG_t) + \epsilon_{i,t}$ par la méthode des MCO et par la méthode des MMG. Les résultats indiquent que le facteur BMG est positif et significatif pour les titres les moins bien notés sur le plan extra-financier. Sans surprise, tous les coefficients de sensibilité deviennent négatifs lorsque le modèle est utilisé pour expliquer les rentabilités des portefeuilles de titres socialement responsables. Ce résultat corrobore notre hypothèse de prime de risque pour les titres socialement non responsables. Bien que cette lecture du coefficient repose sur un angle horizontal, c'est-à-dire selon le niveau de notation, nous remarquons que la sensibilité au facteur BMG dépend également du niveau de B/M. Plus le ratio B/M est élevé et plus la sensibilité augmente, bien qu'elle soit négative pour les portefeuilles situés sur la tranche des titres bien notés : $b_{GL}^{bmg} = -0,088$ contre $b_{GH}^{bmg} = -0,011$ pour la

tranche responsable ; $b_{NL}^{bmg} = -0,005$ contre $b_{NH}^{bmg} = 0,023$ pour la tranche neutre et enfin $b_{BL}^{bmg} = 0,442$ contre $b_{BH}^{bmg} = 0,994$ pour celle des non responsables.

5.4.3 Résultats des régressions en séries temporelles du panel B regroupant le double classement notation extra-financière et degré d'investissement

De manière générale, les $\beta^{r_M-r_f}$ sont tous positifs et significatifs à un seuil de confiance de 1% quel que soit le modèle qui l'intègre. En ligne avec Fama et French (2015) [281], il apparaît que les titres les plus conservateurs au sens de leurs degrés d'investissement ont une sensibilité à la prime de risque du marché plus élevée que les portefeuilles de titres dits agressifs. En effet, on notera, dans le cadre du modèle à trois facteurs, que les extrêmes présentent une différence notable : $\beta_{GC}^{r_M-r_f} = 0,673$ contre $\beta_{GA}^{r_M-r_f} = 0,610$ pour la tranche responsable (*good*) ; $\beta_{NC}^{r_M-r_f} = 0,834$ contre $\beta_{NA}^{r_M-r_f} = 0,826$ pour la tranche neutre (*neutral*) et enfin $\beta_{BC}^{r_M-r_f} = 1,410$ contre $\beta_{BA}^{r_M-r_f} = 0,840$ pour celle des non responsables (*bad*). Le panel B montre ainsi un schéma marqué en ce sens. Il est d'autant plus visible lorsqu'il s'agit du MÉDAF avec $\beta_{GC}^{r_M-r_f} = 0,872$ contre $\beta_{GA}^{r_M-r_f} = 0,618$ pour la tranche responsable ; $\beta_{NC}^{r_M-r_f} = 0,923$ contre $\beta_{NA}^{r_M-r_f} = 0,762$ pour la tranche neutre et enfin $\beta_{BC}^{r_M-r_f} = 1,516$ contre $\beta_{BA}^{r_M-r_f} = 0,784$ pour celle des non responsables.

Les sensibilités à la prime de taille sont négatives et significatives à 10% pour la tranche responsable. À l'exception du portefeuille comprenant les titres non responsables et investissant peu ($s_{BC}^{smb} = -0,01$ et $t(s_{BC}^{smb}) = -0,02$), l'ensemble des coefficients est positif, mais pas toujours significatif.

Les titres conservateurs ont une magnitude plus élevée dans la tranche responsable ($s_{GC}^{smb} = -0,569$ contre $s_{GA}^{smb} = -0,241$), mais plus faible dans la tranche mal notée ($s_{BC}^{smb} = -0,01$ contre $s_{BA}^{smb} = 1,236$). Globalement, l'intégration du facteur SMB semble plus pertinente pour la tranche de portefeuilles agressifs. Cela peut s'expliquer par le fait que les sociétés de petites tailles ont une propension plus élevée à faire varier leur total actif d'une année sur l'autre. Les indices boursiers construits grâce à une pondération par les valeurs de marché vont tout naturellement surpondérer les plus grandes sociétés. Si les

portefeuilles les plus agressifs agrègent les sociétés les plus petites de l'échantillon, il ne sera pas étonnant d'observer un déclin du pouvoir explicatif.

Le coefficient HML (h^{hml}) joue un rôle marginal dans l'explication du panel B. Sur ces neuf stratégies, HML ressort significatif à 10% pour seulement deux stratégies de notation bonne et neutre et dont le ratio d'investissement est conservateur ($h_{GC}^{hml} = 0,947^{***}$ et $h_{NC}^{hml} = 0,473^*$). Au regard des signes, les sensibilités sont négatives pour la tranche de portefeuilles agressifs avec $h_{GA}^{hml} = -0,002$, $h_{NA}^{hml} = -0,264$ et $h_{BA}^{hml} = -0,075$ contre $h_{GC}^{hml} = 0,947$, $h_{NC}^{hml} = 0,473$ et $h_{BC}^{hml} = 0,559$. À l'inverse du facteur SMB, HML semble plus à même d'expliquer les rentabilités *ex post* des titres les plus conservateurs. Au regard de la magnitude du coefficient, il semblerait même que les titres les plus responsables soient plus sensibles à la prime de substance pour la tranche conservatrice ($h_{GC}^{hml} = 0,947$ contre $h_{BC}^{hml} = 0,559$).

Les tableaux 5.62 et 5.63 présentent les résultats issus du modèle de Carhart (1997) [129] à quatre facteurs (FFC4F). Bien que les coefficients de sensibilité des facteurs SMB et HML soient différents de ceux issus du modèle à trois facteurs, les constats sont similaires. SMB demeure plus pertinent pour la tranche des portefeuilles agressifs alors que HML est plus pertinent pour les plus conservateurs. Notons que cette dernière remarque est à nuancer par le fait que HML n'est pas significatif lorsqu'il est employé dans le FFC4F. Il semble, en effet, que WML soit plus efficace. Le facteur momentum montre des sensibilités négatives pour la tranche conservatrice et des signes positifs pour la tranche agressive à l'exception du portefeuille non responsable dont le coefficient est faible et non significatif. WML joue ainsi un rôle important dans le panel B en apparaissant significatif à 5% dans six stratégies sur neuf pour la tranche agressive et la tranche neutre selon le degré d'investissement. Bien que ce facteur semble pertinent dans l'explication des rentabilités, le modèle à quatre facteurs ne permet pas d'absorber les constantes des régressions laissées inexpliquées par le MÉDAF. Le modèle aggrave même la situation comme ses concurrents, mais ce, dans une moindre mesure.

Les deux autres facteurs introduits à partir de 2015, relativement au taux de rentabilité opérationnelle et au degré d'investissement (RMW et CMA), montrent pour le panel des

résultats plutôt proches. Contrairement à SMB et HML, qui semblaient complémentaires dans le sens où l'un expliquait plutôt les titres agressifs alors que l'autre était pertinent à destination de ceux qui étaient conservateurs, RMW et CMA améliorent l'explication des tranches neutres et conservatrices. Étonnamment, RMW produit des résultats plus satisfaisants dans le panel B alors que ce dernier est construit sur une base supposément très sensible à CMA. RMW est significatif à 10% pour sept des neuf stratégies contre cinq pour CMA. Les coefficients de sensibilité des deux facteurs étant significatifs à au moins 10% sont systématiquement négatifs. Un schéma semble apparaître concernant RMW. Plus le portefeuille est conservateur, plus la sensibilité a une magnitude forte et négative : $h_{GA}^{rmw} = -0,13$ contre $h_{GC}^{rmw} = -1,027$, ; $h_{NA}^{rmw} = 0,050$ contre $h_{NC}^{rmw} = -0,849$ et $h_{BA}^{rmw} = -0,909$ contre $h_{BC}^{rmw} = -2,408$. Le facteur CMA produit un schéma similaire à l'exception de la tranche neutre en notation avec : $c_{GA}^{cma} = -0,14$ contre $c_{GC}^{cma} = -0,728$, ; $c_{NA}^{cma} = -0,827$ contre $c_{NC}^{cma} = -0,372$ et $c_{BA}^{cma} = -0,007$ contre $c_{BC}^{cma} = -1,776$.

La prime de risque BMG est mesurée grâce aux coefficients de sensibilité consultables dans les tableaux 5.66 et 5.67. Les résultats montrent que la prime est significative et positive pour les portefeuilles les plus mal notés selon les critères extra-financiers. *A contrario*, elle est négative pour les titres bien notés, ce qui est cohérent compte tenu de la manière avec laquelle le facteur est construit. Le facteur est significatif pour cinq stratégies sur neuf. Bien que le facteur ne soit pas significatif pour la tranche neutre en notation, il apporte une amélioration pour les titres mal notés. L'intérêt de ce facteur ne sera donc pas d'améliorer l'explication verticale des portefeuilles comme le ratio B/M, le taux de rentabilité opérationnelle ou encore le degré d'investissement, mais une amélioration du pouvoir explicatif selon une lecture horizontale des sensibilités. Les portefeuilles, situés sur la tranche conservatrice, semblent plus sensibles aux facteurs de risque. Empiriquement, Fama et French (2015) [281] formulent leur prime de risque en ce sens : *conservative minus aggressive*. La formalisation de cette prime est, par nature, contre-intuitive, car elle stipule que les sociétés investissant le plus constituent un moindre risque. Whahal (2019) [678] montre, par ailleurs, que le facteur CMA demeure peu satisfaisant dans les modèles d'évaluation d'actifs quel que soit le proxy (variation annuelle du total actif contre

variation annuelle des capitaux propres). Fama et French (2017) [284] concluront que ce facteur est redondant et suggèrent qu'il puisse être ôté des modèles pour les marchés japonais et européens (p.457).

Les panels A et E fondés sur le γ et la ψ , d'une part, et sur la taille, d'autre part, montrent, en moyenne, des sensibilités négatives et peu significatives au facteur d'investissement AMC (2/8 et 3/12).

5.4.4 Résultats des régressions en séries temporelles du panel C regroupant le double classement notation extra-financière et ratio de rentabilité opérationnelle

À l'instar des deux premiers panels, les primes de risque du marché sont systématiquement positives et significatives à un seuil de confiance de 1%.

Le panel C montre ainsi un schéma visible pour les tranches relatives au ratio de rentabilité opérationnelle. Plus les portefeuilles sont faibles au regard du ratio et plus la sensibilité à la prime de risque du marché semble élevée $\beta_{GW}^{rM-rf} = 1,030$ contre $\beta_{GR}^{rM-rf} = 0,520$ pour la tranche responsable; $\beta_{NW}^{rM-rf} = 0,911$ contre $\beta_{NR}^{rM-rf} = 0,862$ pour la tranche neutre et enfin $\beta_{BW}^{rM-rf} = 1,455$ contre $\beta_{BR}^{rM-rf} = 0,879$ pour celle des non responsables. Cette observation viendra, en plus de celles faites avec les statistiques descriptives, fragiliser le sens de la prime de risque de Fama et French (2015) [281]. Les portefeuilles ont une volatilité supérieure qui est, pour rappel, de : $\sigma_{GW}^{rM-rf} = 10,54$ contre $\sigma_{GR}^{rM-rf} = 3,88$ pour la tranche responsable; $\sigma_{NW}^{rM-rf} = 7,36$ contre $\sigma_{NR}^{rM-rf} = 6,69$ pour la tranche neutre et enfin $\sigma_{BW}^{rM-rf} = 15,85$ contre $\sigma_{BR}^{rM-rf} = 7,78$ pour celle des non responsables.

À l'exception des portefeuilles de faibles rentabilités opérationnelles, le facteur SMB est négatif et significatif pour les titres responsables selon leurs notations extra-financières. Les coefficients de sensibilité deviennent positifs lorsqu'il s'agit d'expliquer les titres non responsables. Une première analyse conduira à constater que les titres socialement responsables démontrent de moindres rentabilités opérationnelles que les titres mal notés. Concernant la magnitude des coefficients, il apparaît également que les titres les plus

rentables opérationnellement sont sensibles au facteur SMB, indiquant un croisement important avec l'effet taille. Par inférence, on peut supposer que les titres dont les capitalisations sont les plus modestes de l'échantillon sont non seulement plus agressifs au regard de leurs degrés d'investissement, mais également opérationnellement plus rentables. Cette politique d'investissement doit s'accompagner probablement de rentabilités opérationnelles supérieures afin d'inciter les investisseurs à les financer.

Les coefficients du facteur HML dans le cadre du modèle à trois facteurs, sont positifs et significatifs pour les portefeuilles les plus robustes, à l'exception de celui dont la notation extra-financière est la plus faible. Malgré la performance de la prime de substance dans ce panel, le facteur HML perd sa significativité lorsqu'il est intégré dans des modèles comprenant RMW, CMA ou WML. Le facteur WML marque, une fois de plus, sa supériorité en matière de significativité. Il ressort significatif à 10% dans huit des neuf stratégies et est toujours négatif. Sa magnitude est plus élevée lorsqu'il porte sur des titres faiblement rentables opérationnellement : $w_{GW}^{wml} = -0,333$ contre $w_{GR}^{wml} = -0,015$ pour la tranche responsable ; $w_{NW}^{wml} = -0,415$ contre $w_{NR}^{wml} = -0,263$ pour la tranche neutre et enfin $w_{BW}^{wml} = -0,763$ contre $w_{BR}^{wml} = -0,217$ pour celle des non responsables.

La prime de risque BMG visible dans les tableaux 5.66 et 5.67 montre qu'elle est significative et positive pour les portefeuilles les plus mal notés. *A contrario*, elle est négative pour les titres bien notés. Contrairement au panel B qui supposait une lecture du coefficient uniquement sous un angle horizontal, ici BMG réagit également selon le niveau de la rentabilité opérationnelle : $b_{GW}^{bmg} = -0,155$ contre $b_{GR}^{bmg} = -0,068$ pour la tranche responsable ; $b_{NW}^{bmg} = 0,065$ contre $b_{NR}^{bmg} = -0,002$ pour la tranche neutre et enfin $b_{BW}^{bmg} = 1,148$ contre $b_{BR}^{bmg} = 0,296$ pour celle des non responsables. Ces résultats suggèrent que les titres les moins responsables montrent des niveaux de rentabilités opérationnelles moins élevés, expliquant en partie le niveau de risque supplémentaire. À l'instar du facteur CMA, le facteur RMW montre une faiblesse empirique concernant le sens de sa prime de risque : *robust minus weak*. Cette fragilité est particulièrement visible à l'étude de ses statistiques descriptives qui indiquent plutôt une légitimité pour une prime dans le sens *weak minus robust* (WMR). Ces résultats, qui s'inscrivent dans un contexte européen,

sont finalement marqués par leurs similitudes avec le marché français qui apparaissait jusqu'alors marqué par sa singularité. Dans un cadre d'analyse moyenne-variance, les résultats issus du marché américain qui créent la norme apparaissent discutables dans la mesure où ces derniers ne semblent pas généralisables aux marchés européens. Ces résultats sont, de surcroît, bien plus facilement justifiables dans le contexte européen.

5.4.5 Le pouvoir explicatif des modèles candidats

De manière générale, tous les panels s'expliquent davantage lorsque le facteur BMG est sollicité. Les modèles *ad-hoc* développés dans la littérature apportent un niveau d'explication supérieur au MÉDAF. Ce dernier parvient, en moyenne, à capter les rentabilités des portefeuilles responsables (0,51) et neutres (0,54), mais peine à expliquer ceux des non responsables (0,34). Cette tranche constitue, dans cette étude, ce que Fama et French (2015) [281] désignent comme le lot de portefeuilles létaux.

Le modèle de Fama et French à trois facteurs (1993) [261] (FF3F) produit une explication moyenne de la tranche de 0,38, soit à peine 0,04 de plus que le MÉDAF. Le modèle à quatre facteurs de Carhart (1997) [129] parvient à produire un R^2 ajusté moyen de 0,41, ce qui le positionne devant le modèle à cinq facteurs avec seulement 0,40. Un modèle à deux facteurs intégrant la prime de risque BMG produit un R^2 ajusté de 0,55, soit plus que le MÉDAF lorsque ce dernier est utilisé à destination de titres plus aisés à expliquer. L'analyse de valeurs moyennes n'est pas exempte de limites. Certaines stratégies sont mieux expliquées par le FFC4F et le FF5F que par le FF3F, mais le gain en pouvoir explicatif reste marginal. L'application du principe de parcimonie nous pousse à la question suivante : pouvons-nous opter pour un modèle intégrant trois facteurs explicatifs supplémentaires pour gagner, *in fine*, 2 à 3 points de R^2 ajusté ? Le portefeuille le plus « robuste », intégrant les sociétés les moins responsables, marque sa singularité, car il est le seul pour lequel le modèle à deux facteurs produit un pouvoir explicatif inférieur au FF5F (0,467 contre 0,469).

Les titres les plus responsables ne justifient pas le recours au facteur BMG qui, dans ce cas de figure, n'apporte qu'une contribution mineure. Le modèle à deux facteurs explique,

en moyenne, la tranche responsable à concurrence de 0,53 contre 0,58 pour le FFC4F et le FF5F puis 0,57 pour le FF3F. Cette observation conduit notre réflexion sur la légitimité des deux nouveaux facteurs RMW et CMA proposés par Fama et French (2015) [281], (2016b) [283], (2017) [284], (2018a) [285], (2018c) [286], (2018d) [287], (2019) [288]. Ces derniers ne contribuent pas à l'amélioration du pouvoir explicatif pour cette tranche, mais restent justifiés dans le cadre d'une utilisation globale.

En effet, le MÉDAF a un R^2 ajusté moyen, toutes stratégies confondues, de 0,47 ; le FF3F 0,50 ; le FFC4F et le FF5F 0,53 ce qui place le modèle à deux facteurs en tête avec 0,54. Cette performance du modèle intégrant BMG s'explique par sa constance dans l'explication des stratégies qui demeure plus erratique chez les autres modèles.

Ces résultats se positionnent ainsi dans ce que Wahal (2019) [678] avance. Il étudie les deux effets : *profitability* et *investment* sur le marché américain à partir des données financières issues de Moody's entre 1940 et 1963. L'effet *profitability* est significatif sur la période, contrairement à l'effet d'investissement. Qu'il soit calculé comme le taux de croissance du total actif ou bien comme la variation des capitaux propres, le facteur CMA n'apporte aucun bénéfice réel en matière de pouvoir explicatif. Le propos de cet auteur est en ligne avec nos résultats et est conforté par nos résultats issus du test GRS. Wahal (2019) [678] stipule que ce facteur ne permet pas d'augmenter le ratio de Sharpe du portefeuille lorsqu'il y est intégré. « *In spanning regressions, factors constructed from profitability and book-to-market ratios (RMW and HML, respectively) improve the mean-variance efficient tangency portfolio but the investment factor (CMA) does not* » (p.362).

Nos résultats indiquent que l'hypothèse d'une prime de risque associée à la notation extra-financière est fondée et nécessite d'intégrer dans les modélisations un facteur explicatif dédié. En ligne avec nos premiers travaux empiriques, nous testerons les modèles candidats à l'aide du test de Gibbons, Ross et Shanken (1989) [344] et ses extensions (Barilas et Shanken, 2018 [54]) afin de mesurer si ces derniers laissent, de manière *conjointe*, des portions non expliquées significativement différentes de zéro.

5.4.6 Le test statistique de Gibbons, Ross et Shanken et ses extensions à destination du marché européen

Le tableau 5.69 présente les statistiques GRS pour les principaux modèles testés. De nombreuses autres combinaisons furent testées et peuvent être consultées sur demande. Le test GRS présente, dans sa dernière formulation (Barillas et Shanken, 2018 [54]), la distance entre un portefeuille, maximisé selon le ratio de Sharpe comprenant l'ensemble des variables expliquées ainsi que les facteurs du modèle testés, et un second portefeuille comprenant seulement les facteurs explicatifs. Par prolongement du test original de 1989, nous présentons la décomposition de la statistique afin de comprendre quelles composantes sont responsables de la validation ou non d'un modèle. La validation d'un modèle repose sur sa capacité à capter la variance de la variable qu'il explique. Dans le cas présent, la présence d'une constante positive et significativement différente de zéro constitue un échec empirique du modèle et conduit soit à le rejeter, en décrivant sa mauvaise spécification, soit à conclure qu'il s'agit d'un marqueur d'inefficience. En cas d'échec, il est impossible de trancher (problème d'hypothèse jointe). Les modèles doivent capter les rentabilités des variables dépendantes sans laisser de portions inexpliquées. Le test GRS a l'avantage de tester l'hypothèse \mathcal{H}_0 où $\alpha = 0$ de manière conjointe, c'est-à-dire pour un lot de plusieurs variables. La statistique du test est interprétée à l'aide de la loi de Fisher-Snedecor.

$$GRS = \frac{T - N - K}{N} \times \left(1 + \widehat{\mu}_f^\top \widehat{\Omega}_f^{-1} \widehat{\mu}_f\right)^{-1} \times \left(\widehat{\alpha}^\top \widehat{\Sigma}_\epsilon^{-1} \widehat{\alpha}\right) \sim \mathcal{F}_{N, T-N-K} \quad (5.4.6.1)$$

où :

- $r_t = (r_{1t}, \dots, r_{Nt})^\top : N \times 1$ sont les vecteurs de rentabilités des variables dépendantes où $t = 1, \dots, T$ et correspond au nombre d'observations temporelles ;
- $f_t = (f_{1t}, \dots, f_{Kt})^\top : K \times 1$ sont les vecteurs de rentabilités des facteurs explicatifs ;
- r_t est expliqué comme suit : $r_t = \alpha + \beta f_t + \epsilon_t$ avec $\epsilon_t = (\epsilon_{1t}, \dots, \epsilon_{Nt})^\top \sim \text{i.i.d } (0, \Sigma_\epsilon)$ et Σ_ϵ , la matrice de variance-covariance des résidus ;
- $\Omega_f : N \times N$ est la matrice de variance-covariance des facteurs explicatifs ;

- $\hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{\Omega}_f, \hat{\Sigma}_\epsilon$ sont estimés avec, pour hypothèse nulle (\mathcal{H}_0), $\alpha = 0$;
- $\hat{\mu}_f$ est le vecteur des moyennes de rentabilités des K variables explicatives.

\mathcal{F}_{v_1, v_2} est interprété avec v_1 , les degrés de liberté du numérateur et v_2 , les degrés de liberté du dénominateur. Le paramétrage relatif à notre situation d'étude est $\mathcal{F}_{N, T-N-K}$. Les panels forment des lots de 9 portefeuilles sous forme de matrice $[3 \times 3]$. T correspond aux 156 observations mensuelles et K est le nombre de facteurs explicatifs selon les modèles. L'analyse des résultats du test suppose préalablement de fixer un seuil de confiance comme référence afin de trancher sur la validation ou non du test. Bien que les valeurs critiques évoluent selon le nombre de facteurs (K), la variation de la valeur critique est mineure pour $k = \{1, \dots, 5\}$. Le seuil de confiance retenu est de 1% conduisant à une valeur critique approximative de 2,05. Le tableau 5.69 présente les résultats du test GRS pour les principaux modèles testés dans cette étude empirique. En 1. le modèle du MÉDAF, en 2. celui à trois facteurs de Fama et French (1993) [261], en 3. le modèle à quatre facteurs de Fama-French-Carhart (1997) [129], en 4. le modèle à cinq facteurs de Fama et French (2015) [281], (2016b) [283], (2017) [284], (2018a) [285], (2018c) [286], (2018d) [287], (2019) [288] et en 5. un modèle à deux facteurs intégrant la prime de risque associée à la notation extra-financière (BMG). Chaque panel comprend neuf stratégies ($N = 9$), sur une période d'étude identique ($T = 156$), et vérifie l'indépendante intersection : notation extra-financière et ratio *book-to-market* (panel A), notation extra-financière et ratio de croissance de l'investissement (panel B) et notation extra-financière et ratio de rentabilité opérationnelle (panel C). $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \alpha_i$ est la moyenne arithmétique des constantes des régressions produites dans chaque panel. $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |\alpha_i|$ est la moyenne arithmétique des constantes en valeurs absolues des régressions produites dans chaque panel. Le terme $\hat{\alpha}^\top \hat{\Sigma}_\epsilon^{-1} \hat{\alpha}$ est, par construction, égal à la différence entre 1. le ratio de Sharpe au carré d'un portefeuille comprenant à la fois les variables à expliquer (Π_i) et les variables explicatives (f_i) et 2. le ratio de Sharpe au carré des variables explicatives seules (f_i). $Sh_{max}^2(\alpha_i) = \hat{\alpha}_i^\top \hat{\Sigma}_{\epsilon_i}^{-1} \hat{\alpha}_i$ et $Sh_{max}^2(\alpha_i) = Sh_{max}^2(\Pi_i, f_i) - Sh_{max}^2(f_i)$.

Le MÉDAF, au vu de ses résultats, est rejeté par le test. En dépit de ce rejet, il produit une performance de meilleure qualité que pour les deux premières études empiriques. Cela

s'explique par le fait que, contrairement aux deux précédentes études, l'échantillon européen intègre les sociétés les plus grandes du marché. Ce filtre est lié à la couverture de l'agence de notation Asset4 produisant un suivi de titres ayant d'importantes capitalisations boursières. Ce point n'est pas sans importance, car la littérature a su montrer que le MÉDAF n'a jamais connu de difficulté particulière à expliquer les rentabilités de ces grandes capitalisations. La construction des indices recourant à la pondération par capitalisation y participe, bien entendu. Quoi qu'il en soit, le MÉDAF montre des faiblesses dans l'explication des rentabilités des titres au regard de son rejet par le test GRS. Cela s'explique en cohérence avec nos précédents résultats et nos précédentes conclusions préliminaires ayant vocation à corroborer la vision multidimensionnelle du risque et par le fait que la considération d'une prime de risque associée à la notation extra-financière était, somme toute, pertinente. Le MÉDAF produit respectivement des statistiques de 3,13 (panel A), 3,06 (panel B) et 2,18 (panel C). La valeur critique (à ne pas dépasser) pour un seuil de confiance de 1% est de 2,05. Ce rejet est particulièrement saillant pour les deux premiers panels A et B. Le panel C pose, dans sa globalité, une moindre difficulté pour les modèles. Le ratio de Sharpe du marché au carré est plus faible ($Sh_{max}^{medaf}(f) = 0,16$) que pour n'importe quel portefeuille de facteurs. Cela s'explique par la moindre pénalisation de sa diversification. Passer en revue les résultats des modèles selon leurs nombres de facteurs permet de formaliser une critique qui ne fut, à notre connaissance, pas soulevée dans la littérature. En effet, le paramètre $Sh_{max}(f)$ a plus de chance d'être élevé dans le cas d'un modèle possédant de nombreux facteurs, car cela suppose une meilleure diversification lors de la maximisation des poids pour le ratio de Sharpe. Si le coefficient de détermination ajusté tient compte du nombre de facteurs, le test GRS semble, de son côté, disposer d'un biais favorisant les modèles à plusieurs facteurs. Quoi qu'il en soit, cette limite ne s'applique pas systématiquement lorsque les facteurs ne sont pas corrélés. En effet, le paramètre $Sh_{max}(f)$ du modèle à deux facteurs intégrant BMG est supérieur (0,28) à celui du modèle à trois facteurs de Fama et French (0,23). Bien que le facteur BMG produise une tangente élevée, il ne peut pas rivaliser avec les modèles FFC4F et FF5F avec respectivement des $Sh_{max}(f)$ de 0,088 et 0,063. Le modèle FFC4F dispose d'un paramètre plus fort malgré l'omission

d'une variable explicative. Analyser les performances liées à ce paramètre est fondamental. Considérant que $GRS = \frac{T-N-K}{N} \times \left(1 + \widehat{\mu}_f^\top \widehat{\Omega}_f^{-1} \widehat{\mu}_f\right)^{-1} \times \left(\widehat{\alpha}^\top \widehat{\Sigma}_\epsilon^{-1} \widehat{\alpha}\right) \sim \mathcal{F}_{N, T-N-K}$, le paramètre $\widehat{\alpha}^\top \widehat{\Sigma}_\epsilon^{-1} \widehat{\alpha}$ s'écrit $Sh_{max}^2(\alpha) = Sh_{max}^2(\Pi, f) - Sh_{max}^2(f)$. Cette formulation est préférable pour nos interprétations.

Les principales différences entre les modèles au sujet de la statistique GRS s'expliquent par le terme $Sh_{max}^2(f)$. Le modèle du MÉDAF ainsi que le FF3F sont rejetés par le test. Le panel A est celui, parmi les trois, qui pose le plus de difficultés à être expliqué. Chaque modèle, à l'exception du modèle à deux facteurs, est rejeté.

L'observation d'une surperformance du modèle à quatre facteurs face au modèle à cinq interroge sur les motivations de recourir à RMW et CMA. Bien que ces derniers aient su montrer des performances intéressantes dans les deux précédentes études, ils apparaissent moins performants que le facteur momentum (WML). Ceci s'observe par le fait que le portefeuille, dont les poids sont maximisés selon le ratio de Sharpe comprenant les facteurs $\{r_M - r_f, SMB, HML, RMW, CMA\}$ (0,63), a une tangente moins prononcée que le portefeuille comprenant $\{r_M - r_f, SMB, HML, WML\}$ (0,88). Les termes $Sh_{max}^2(\Pi, f)$ pour les deux modèles sont presque identiques : 0,497 (FFC4F) contre 0,490 (FF5F) (panel A) ; 0,462 (FFC4F) contre 0,463 (FF5F) (panel B et 0,459 (FFC4F) contre 0,459 (FF5F) (panel C). Finalement, quel modèle retenir ? L'étude des statistiques GRS nous conduit à retenir un seul modèle, celui qui intègre la prime de risque du marché ainsi que la prime de risque associée à la notation extra-financière (BMG). L'étude des constantes moyennes est également riche en enseignements. Qu'il s'agisse d'une moyenne arithmétique ou d'une moyenne calculée sur la base de valeurs absolues, les résultats sont sans équivoque. Le modèle à deux facteurs est préférable statistiquement. Les valeurs sont, en effet, presque divisées par deux : 0,0064 (FFC4F) contre 0,0038 (2F) ; 0,0053 (FFC4F) contre 0,0032 (2F) et 0,0032 (FFC4F) contre 0,0009 (2F). Le modèle à deux facteurs montre une capacité supérieure à expliquer les rentabilités des sociétés non responsables et réduit les portions de rentabilité non captées par le MÉDAF. Il est évident que l'ajout de facteurs empiriques améliore systématiquement l'explication des variables, mais cela peut parfois résulter d'une forme de bruit ajouté. La question que nous posons est de savoir si la présence ou l'absence

de facteurs dans certains modèles produit ou non de l'autocorrélation dans les résidus statistiques. La figure 5.19 présente la statistique du test de Durbin Watson. Le MÉDAF montre un portefeuille au-delà des valeurs critiques (*weak operating profitability & neutral CSR rating*) à l'instar du FFC4F et du FF5F. Le modèle à deux facteurs et le FF3F n'indiquent aucune autocorrélation significative d'un côté comme de l'autre. Bien que ce résultat ne constitue qu'un indice supplémentaire en faveur du modèle à deux facteurs, il ne permet pas de formaliser de conclusions sans nuance. Les résultats des coefficients de détermination ajustés, du test GRS et du test de Durbin Watson, montrent en effet qu'il produit les résultats les plus satisfaisants sur un plan économétrique. Si ces tests permettent de poser un regard pragmatique sur les diverses solutions que nous proposons, ils interrogent sur le degré d'exposition de chaque stratégie aux diverses primes de risque. Nous proposons ainsi de recourir à des régressions en coupe transversale par la procédure en deux étapes de Fama et MacBeth (1973) [295] dans la section suivante.

5.5 Les résultats des régressions en coupe transversale des stratégies par panel par la procédure de Fama-MacBeth

La méthodologie retenue par Fama et French (1992) [260] s'appuie sur les régressions en coupe transversale dont la procédure est présentée par Fama et MacBeth (1973) [295].⁶⁴ Suivant les enseignements de Merton (1973) [533], Ross (1976) [621] et Fama et French (1992) [260], (1993) [261] : les modèles multifactoriels d'évaluation d'actifs financiers peuvent être testés afin de savoir si une combinaison de facteurs explicatifs est suffisante pour décrire les rentabilités en coupe transversale.

Nous avons utilisé, dans ce chapitre, la procédure de Fama et MacBeth (1973) [295] pour tous les modèles tels que $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_1 f_1 + \dots + \beta_n f_n + \epsilon_{i,t}$ ainsi que pour le modèle de marché à un seul facteur de risque. Initialement, Fama et MacBeth (1973) [295] procèdent, dans le cadre de la première phase de régressions en séries chronologiques, à des

64. Voir la section 1.7.2 dans le chapitre 1 pour plus de détails.

estimations à l'aide d'un historique de cinq années de données. Les auteurs répètent ces estimations avec des fenêtres mobiles dont le décalage est de un mois. Leur étude empirique porte sur le marché américain (NYSE) entre janvier 1926 et juin 1968, soit près de 42 ans. Bien que ces derniers produisent des découpages de leur échantillon en sous-périodes, notre étude sur les marchés européens comporte 13 années de données (156 mois). La disponibilité des données extra-financières, à partir du début des années 2000, justifie cette profondeur historique. À méthodologie constante, le recours à une fenêtre de cinq années nous conduirait à formaliser des estimations en coupe transversale sur une période de seulement 8 ans. Nous avons ainsi opté pour un historique de 3 ans afin d'obtenir des estimations sur 10 ans (soit 120 coefficients de sensibilité pour chaque paramètre estimé ⁶⁵).

Empiriquement, à l'exception du FF5F, tous les modèles produisent des constantes significativement différentes de zéro. Le FF5F enregistre des constantes significatives pour le panel A ($t = -5, 38$) et B ($t = 21, 1$), mais non significative pour le panel C ($t=1,20$). Bien que le test débouche sur un échec pour tous les modèles, il n'en reste pas moins que le panel C demeure, visiblement, moins difficile à estimer en coupe transversale. La prime de risque du marché ($\lambda_j^{r_M-r_f}$) fut observée comme un facteur systématiquement significatif lors des régressions en séries temporelles. Elle apparaît également comme un facteur produisant des coefficients à fortes magnitudes, mais montre une exception à cette règle lorsqu'elle est associée à la prime de risque BMG où $r_{i,t+1} = a_i + \lambda_i^{r_M-r_f} \beta_{i,t}^{r_M-r_f} + \lambda_i^{bmg} \beta_{i,t}^{bmg} + u_{i,t}$. En effet, $t(\lambda_B^{r_M-r_f})$ vaut -1,42 pour le panel B alors que $t(\lambda_B^{bmg})$ promet une significativité de 8,12. Notons également que BMG produit des coefficients à plus fortes magnitudes que la prime de risque du marché pour le panel B (0,007 contre -0,002) et C (-0,027 contre 0,007). À l'instar de Fama et French (1992) [260], la prime de risque du marché n'est pas systématiquement significative (panel B). Le facteur BMG joue un rôle explicatif supérieur et justifie qu'il soit considéré comme une prime de risque. Bien que certaines primes montrent quelques faiblesses de manière ponctuelle sur un ou deux panels en fonction des modèles, chaque prime présente des caractéristiques intéressantes sur le plan de la significativité. Au vu de la magnitude des coefficients, le facteur HML crée la surprise face

65. Le recours à des estimations sur la base d'un historique de 36 mois permet d'obtenir $156-36=120$ mois soit une période de 10 ans pour les estimations en coupe transversale.

au facteur SMB. HML est visiblement moins intéressant en matière d'explication lors des phases de régressions en séries chronologiques. Il montre, néanmoins, des coefficients dont la magnitude est similaire ou plus élevée et est plus significatif (à quelques exceptions près) en coupe transversale.

Le modèle de Carhart (1997) [129] où $r_{i,t+1} = a_i + \lambda_i^{rM-rf} \beta_{i,t}^{rM-rf} + \lambda_i^{smb} \beta_{i,t}^{smb} + \lambda_i^{hml} \beta_{i,t}^{hml} + \lambda_i^{wml} \beta_{i,t}^{wml} + u_{i,t}$, trouve plus de succès que le FF5F à plusieurs occasions. Le FFC4F montre des niveaux d'exposition à la prime de risque du marché plus faibles : -0,016 contre 0,021 (p.A), 0,049 contre 0,083 (p.B) et -0,010 contre 0,030 (p.C). Les constantes qu'il produit sont non seulement toutes significatives, mais aussi supérieures à celles du MÉDAF : 0,022 contre -0,004 (p.A), -0,016 contre 0,009 (p.B) et 0,018 contre 0,014 (p.C). Cette observation est vraie pour tous les modèles à l'exception du modèle à deux facteurs. Le coefficient λ_C^{bmg} est de -0,027 avec un $t(\lambda_C^{bmg}) = -18,51$ soit plus, en matière de significativité, que $t(\lambda_C^{rM-rf}) = 7,04$ ou que $t(\alpha_C) = 9,70$. Au-delà d'une significativité supérieure, les panels B et C sont plus exposés au risque BMG ($\lambda_B^{rM-rf} = -0,002$ contre $\lambda_B^{bmg} = 0,007$ et $\lambda_C^{rM-rf} = 0,007$ contre $\lambda_C^{bmg} = -0,027$). Le test de Fama et MacBeth (1973) [295] permet de conclure que chaque facteur joue un rôle important au regard de l'exposition des panels aux primes de risque retenues. Ces résultats sont, par ailleurs, comparables à ceux de Fama et French (1992) [260] qui indiquaient que, sur les marchés américains, la prime de taille ($ln_{[MV]}$) et la prime de substance ($ln_{[B/M]}$) étaient plus significatives que la prime de risque du marché. Bien que certains facteurs présents dans les modèles montrent des niveaux de significativité inférieurs, comme HML comparativement à SMB dans les régressions en séries temporelles, il en ressort que, contre intuitivement, les panels sont, parfois, mieux expliqués en coupe transversale par ces derniers. Les résultats montrent que le marché européen est significativement exposé aux facteurs de risque testés. Ces modèles suggèrent que le risque des actifs financiers est multidimensionnel, d'une part, et montrent, d'autre part, une exposition significative au facteur BMG.

5.6 Conclusion

Ce chapitre montre qu'il existe une relation négative entre la rentabilité boursière et la notation extra-financière des titres européens entre juin 2002 et mai 2015. Vingt-sept stratégies d'investissement ont été construites sur la base d'un double classement entre la notation extra-financière, d'une part, et trois ratios financiers liés à des anomalies-primas de marché, d'autre part.

Les titres les moins responsables enregistrent des rentabilités dont des portions sont non captées par le MÉDAF. Nous avançons ainsi qu'une faible notation extra-financière constitue une prime de risque du fait de son contenu informationnel. Bien que les modèles *ad-hoc* standards montrent un pouvoir explicatif supérieur à celui du modèle de marché, aucun ne parvient à expliquer intégralement ces stratégies. Le test de Gibbons, Ross et Shanken (1989) [344] et ses extensions (Barillas et Shanken, 2018 [54]) valident néanmoins un modèle à deux facteurs. Ces derniers sont respectivement la prime de risque du marché ($\beta^{r_M - r_f}$) et la prime de risque associée à la notation extra-financière (BMG). À l'instar de Fama et French (1992) [260], les régressions en coupe transversale indiquent que les trois panels ont une exposition significative à un seuil de confiance de 1% au facteur BMG. Cette sensibilité est également élevée lors des analyses en séries chronologiques. Sous hypothèse que le risque d'un actif soit multidimensionnel, nos résultats indiquent que l'information extra-financière est intégrée dans les cours et qu'elle approxime un contenu informationnel ayant une influence directe sur la formation des prix. En cela, le marché européen sur la période 2002-2015 est informationnellement efficient au sens semi-fort (Fama, 1970 [224]). La proposition d'un modèle à deux facteurs *ad-hoc* est justifiée par tous les tests économétriques menés. Ces résultats indiquent, aux investisseurs ainsi qu'aux chercheurs en finance, que les actions européennes socialement responsables sont moins rentables car moins risquées. Les titres les moins socialement responsables enregistrent ainsi des performances supérieures en compensation d'un risque qui n'est pas capté par le β du marché. Notre modèle revêt, dès lors, un intérêt direct, car il peut s'appréhender comme un outil de mesure de performance ou un outil d'évaluation de coût du capital. En dépit de sa dimension parcimonieuse avec seulement deux facteurs, son pouvoir explicatif

moyen est plus élevé que pour toutes les autres combinaisons de facteurs testés. Ce modèle marque son originalité par rapport aux autres qui restent très largement construits à partir de critères comptables et financiers. Le facteur BMG offre un contenu informationnel plus large qui trouve de nombreuses justifications dans la littérature financière et économique.

5.7 Annexes du chapitre 5

TABLE 5.54 – Nombre de titres compris dans l'échantillon européen sur la période juin 2002 à mai 2015

L'échantillon européen comprend 18 pays représentant 12 144 titres. Le tableau ci-dessous indique le nombre de titres retenus dans l'échantillon sur la période 2002 - 2015 selon les 18 pays. L'agence de notation extra-financière Asset 4 produit un suivi pour 1 310 des 12 144 titres européens. Le tableau indique ainsi les pondérations géographiques selon l'échantillon (total ou sociétés notées seulement).

Numéro	Pays	Nb. de Stés	Poids	Nb. Stés notées	Poids
1	Autriche	297	2,4%	28	2,1%
2	Belgique	578	4,8%	41	3,1%
3	Danemark	367	3,0%	37	2,8%
4	Finlande	532	4,4%	50	3,8%
5	France	1 439	11,8%	138	10,5%
6	Allemagne	1 298	10,7%	116	8,9%
7	Grèce	257	2,1%	35	2,7%
8	Irlande	71	0,6%	8	0,6%
9	Italie	722	5,9%	84	6,4%
10	Luxembourg	1 023	8,4%	77	5,9%
11	Pays-Bas	448	3,7%	52	4%
12	Norvège	344	2,8%	30	2,3%
13	Portugal	203	1,7%	20	1,5%
14	Russie	26	0,2%	0	0%
15	Espagne	1 184	9,7%	75	5,7%
16	Suède	1 024	8,4%	90	6,9%
17	Suisse	1 023	8,4%	82	6,3%
18	Royaume-Uni	1 308	10,8%	347	26,5%
	Total	12 144	100,0%	1 310	100,0%

FIGURE 5.11 – Proportion (%) en capitalisation boursière des 1 310 sociétés notées par l’agence Asset4 face au reste de l’échantillon européen non noté de 10 834 titres : 2002 - 2015

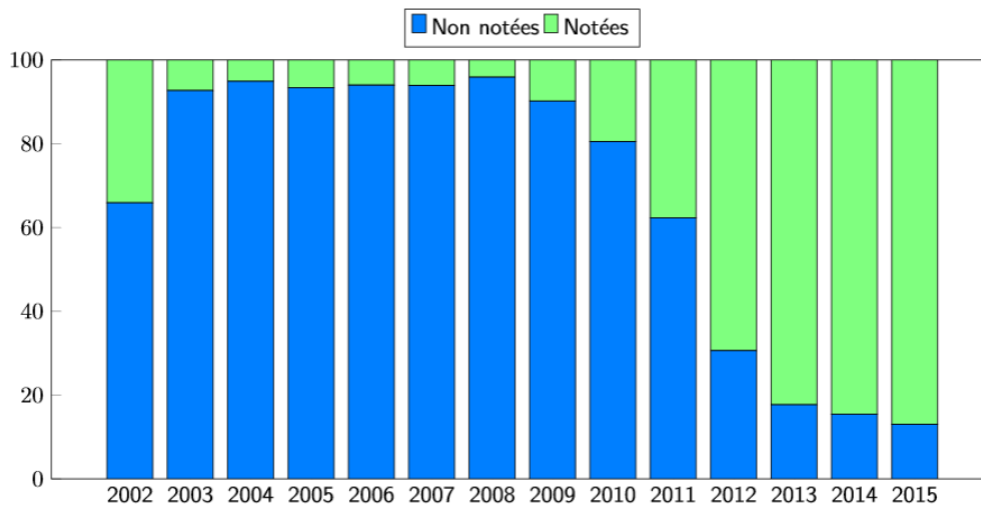


FIGURE 5.12 – Méthodologie de construction des portefeuilles réunis par panel

Chacune des stratégies d’investissement est un portefeuille associé à un code composé de deux lettres. La première correspond à la notation extra-financière (*good* [G], *neutral* [N] ou *bad* [B]) des titres qu’il intègre. La seconde, quant à elle, indique le degré pour chaque ratio financier *low* [L], *neutral* [N] et *high* [H] pour le ratio *book-to-market* (panel A); *conservative* [C], *neutral* [N] et *aggressive* [A] pour le degré d’investissement (panel C) et enfin, *weak* [W], *neutral* [N] et *robust* [R] pour le niveau de rentabilité opérationnelle.

		<i>Panel A</i> <i>Book-to-Market</i>			<i>Panel B</i> <i>Investment</i>		
		Low 30%	Neutral 40%	High 30%	Cons. 30%	Neutral 40%	Aggr. 30%
CSR rating	30% Good	G,L	G,2	G,H	G,C	G,2	G,A
	40% Neutral	N,L	N,2	N,H	N,C	N,2	N,A
	30% Bad	B,L	B,2	B,H	B,C	B,2	B,A

		<i>Panel C</i> <i>Operating profitability</i>		
		Weak 30%	Neutral 40%	Robust 30%
CSR rating	30% Good	G,W	G,2	G,R
	40% Neutral	N,W	N,2	N,R
	30% Bad	B,W	B,2	B,R

FIGURE 5.13 – Indice base 100 de la performance de portefeuilles de titres européens selon leurs notations extra-financières : juin 2002 à mai 2015

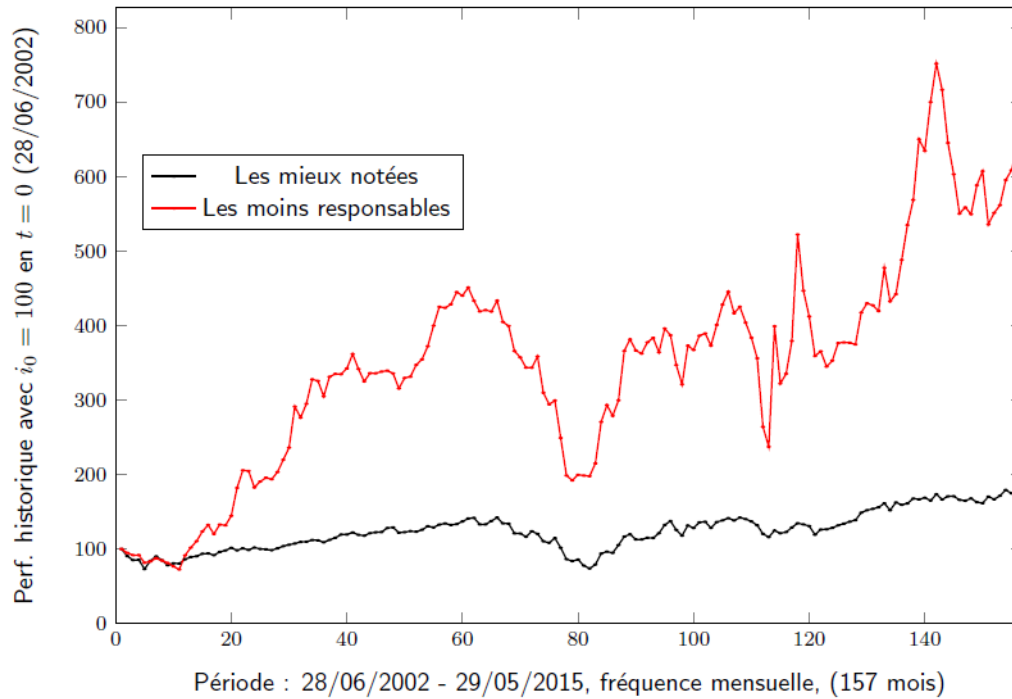


FIGURE 5.14 – Indice base 100 de la performance des facteurs $r_M - r_f$ et BMG : juin 2002 à mai 2015

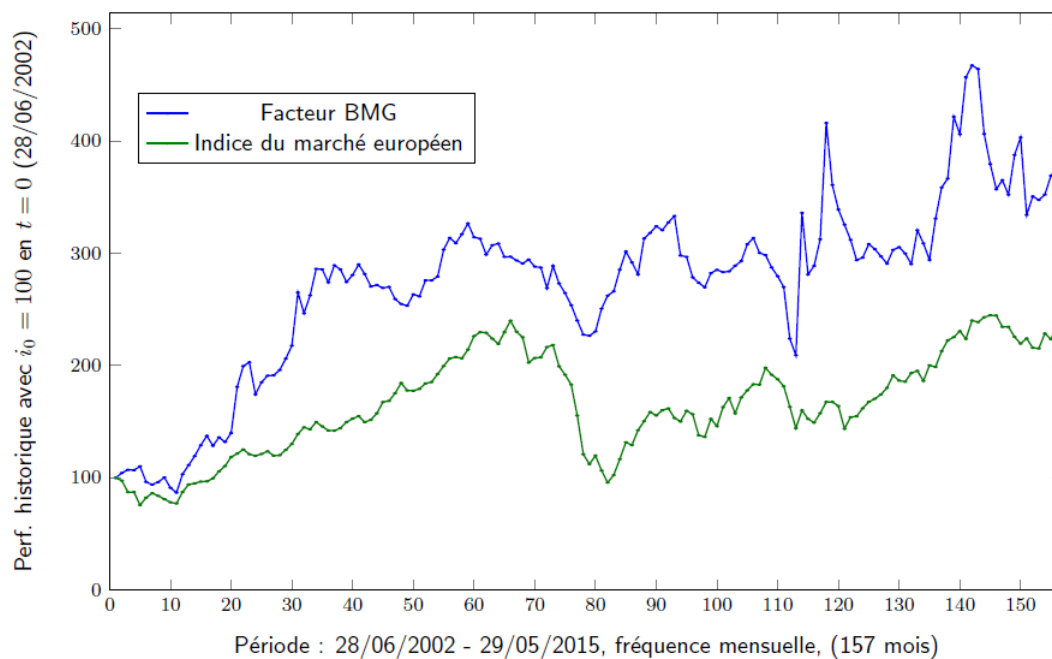


TABLE 5.55 – Statistiques descriptives relatives aux rentabilités des 27 stratégies d’investissement utilisées comme variables dépendantes groupées dans les panels A, B, C et D : juin 2002 à mai 2015

À l’issue de chaque année, les titres de l’échantillon sont classés en trois catégories selon leurs notations extra-financières respectives formalisées par l’agence de notation Asset4 Thomson Reuters (*good* pour bonne, *neutral* pour neutre et *bad* pour mauvaise). Ces titres sont subséquentement classés indépendamment en trois groupes selon 1. le ratio financier *book-to-market* (faible : *low* à élevé : *high*) correspondant au panel A, 2. le taux de variation annuelle du total actif (faible : *conservative* à élevé : *aggressive*) correspondant au panel B puis enfin 3. le taux annuel de rentabilité opérationnelle (faible : *weak* à élevé : *robust*) correspondant au panel C. Le croisement des deux classements produit 9 portefeuilles par panel (soit 27 stratégies au total) qui sont rebalancés chaque année. Chacune est pondérée par la capitalisation. Chaque stratégie est formée à la fin du mois de juin en t . La période de détention pour chaque portefeuille décrivant empiriquement une stratégie donnée est d’une année. Le portefeuille est ensuite rebalancé selon le classement des critères financiers et extra-financiers mis à jour (voir figure 5.12).

			Panel A			Panel B			Panel C		
			<i>book-to-market</i>			<i>Investment</i>			<i>Op. profitability</i>		
			<i>Low</i>	<i>Neutral</i>	<i>High</i>	<i>Aggr.</i>	<i>Neutral</i>	<i>Cons.</i>	<i>Weak</i>	<i>Neutral</i>	<i>Robust</i>
Moyenne	CSR	<i>Good</i>	0,65	0,56	0,94	0,69	0,23	0,64	0,04	0,29	0,55
		<i>Neutral</i>	1,22	0,54	0,07	1,16	0,69	0,6	-0,11	0,63	1,11
		<i>Bad</i>	1,41	1,2	1,42	1,61	1,58	0,64	1,23	1,13	1,28
Écart-type	CSR	<i>Good</i>	3,76	4,78	7,55	4,92	5,15	6,37	10,54	5,13	3,88
		<i>Neutral</i>	4,61	6,25	8,37	5,81	6,58	7,06	7,36	5,4	6,69
		<i>Bad</i>	7,83	7,96	16,69	7,44	7,17	14,17	15,85	7,78	7,78
Ratio de Sharpe	CSR	<i>Good</i>	0,17	0,12	0,12	0,14	0,04	0,1	0	0,06	0,14
		<i>Neutral</i>	0,26	0,09	0,01	0,2	0,1	0,09	-0,02	0,12	0,17
		<i>Bad</i>	0,18	0,15	0,08	0,22	0,22	0,05	0,08	0,14	0,16
Nb. moyen de titres	CSR	<i>Good</i>	67,8	111,4	34,2	44,5	127,1	44,7	12,3	96,2	103,9
		<i>Neutral</i>	115,9	147,7	52,8	82,7	164,8	74,2	31,4	137,9	145,8
		<i>Bad</i>	78,5	103,5	52,2	74,7	106,3	59	39,3	108	85,7
Capitalisation moyenne (M€)	CSR	<i>Good</i>	698,6	428,9	449,7	829,7	541,3	536,1	1067,4	516,1	642,3
		<i>Neutral</i>	146,6	135,6	145,7	198,7	163,7	110,7	207,6	124,7	175
		<i>Bad</i>	81,9	59	44,9	75,4	45	72,1	82,8	49,8	73,5
Jarque Bera	CSR	<i>Good</i>	36,7	4,7	5	6,1	390	26,3	1235,6	5,3	12
		<i>Neutral</i>	6,2	72	24	52,4	68,8	24,6	72,6	24,1	112,7
		<i>Bad</i>	25,4	326,2	4801,8	104,9	59,7	2428,6	5444,4	335,5	171,1

TABLE 5.56 – **Statistiques descriptives des vecteurs de rentabilités des facteurs explicatifs : juin 2002 à mai 2015**

Le tableau ci-dessous présente les statistiques descriptives des variables explicatives. Le premier facteur $r_M - r_f$ correspond à la prime de risque du marché. Les facteurs SMB, HML, RMW, CMA, WML et BMG sont les proxies respectifs des effets taille, value, rentabilité opérationnelle, investissement, momentum et enfin, la prime de risque associée à la notation extra-financière.

	$r_M - r_f$	SMB	HML	RMW	CMA	WML	BMG
<i>Moyenne (%)</i>	0,710	0,163	0,214	0,293	0,175	0,803	1,187
<i>Médiane (%)</i>	0,995	0,225	0,250	0,370	0,170	1,180	0,400
<i>Variance</i>	0,322	0,039	0,047	0,024	0,020	0,186	0,723
<i>Écart-type (%)</i>	5,676	1,963	2,161	1,553	1,407	4,315	8,502
<i>Minimum (%)</i>	-22,170	-6,850	-4,600	-5,250	-3,660	-26,150	-17,132
<i>1^{er} quartile (%)</i>	-2,313	-1,085	-1,010	-0,503	-0,595	-0,385	-3,438
<i>3^{ème} quartile (%)</i>	4,398	1,543	1,423	1,190	0,850	2,520	4,221
<i>Maximum (%)</i>	13,860	4,990	8,310	6,000	5,540	13,700	60,610
<i>Kurtosis</i>	1,602	0,641	0,859	1,811	2,399	10,628	16,361
<i>Skewness</i>	-0,668	-0,335	0,319	-0,279	0,710	-1,794	2,689
<i>Ratio de Sharpe</i>	0,125	0,083	0,099	0,188	0,125	0,186	0,140

FIGURE 5.15 – **Boîtes à moustaches des vecteurs de rentabilités des facteurs explicatifs : juin 2002 à mai 2015**

Le graphique ci-dessous représente les rentabilités mensuelles des variables explicatives sous la forme de boîtes à moustaches. Le premier facteur $r_M - r_f$ correspond à la prime de risque du marché. Les facteurs SMB, HML, RMW, CMA, WML et BMG sont les proxies respectifs des effets taille, substance, rentabilité opérationnelle, investissement, momentum et enfin, la prime de risque associée à la notation extra-financière.

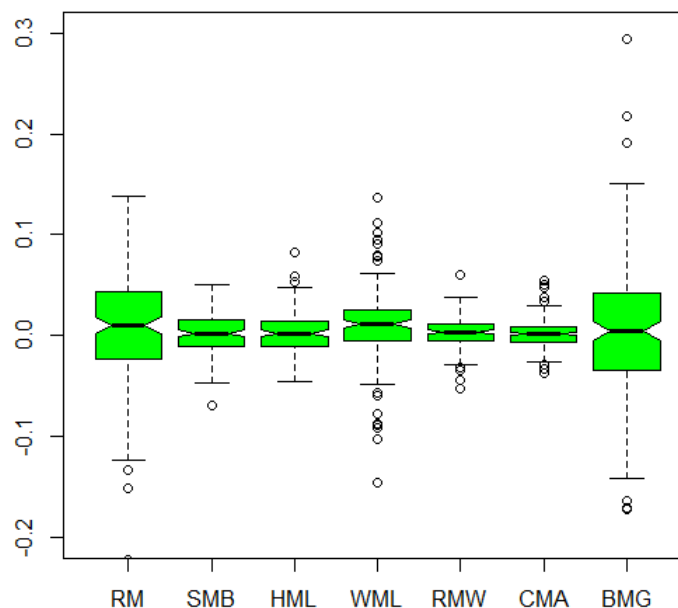


TABLE 5.57 – Matrice de corrélation de Pearson et Spearman des facteurs explicatifs mobilisés : juin 2002 à mai 2015

Les coefficients de corrélation bleus correspondent à ceux de Spearman, les noirs à ceux de Pearson.

		<i>Corrél. Spearman</i>						
		$r_M - r_f$	SMB	HML	RMW	CMA	WML	BMG
<i>Corrél. Pearson</i>	$r_M - r_f$		-0,09	0,49	-0,45	-0,02	-0,32	0,21
	SMB	-0,10		0,02	0,02	-0,05	0,16	0,32
	HML	0,50	0,00		-0,63	0,32	-0,29	0,25
	RMW	-0,49	0,06	-0,66		-0,29	0,33	-0,25
	CMA	-0,22	-0,11	0,26	-0,21		-0,01	0,04
	WML	-0,48	0,12	-0,37	0,50	0,21		-0,09
	BMG	0,28	0,21	0,19	-0,21	-0,05	-0,14	

TABLE 5.58 – Régressions en séries temporelles par les MCO des panels A, B et C avec le modèle du MÉDAF : juin 2002 à mai 2015

À l'issue de chaque année, les titres de l'échantillon européen sont classés en trois catégories selon leurs notations extra-financières respectives proposées par l'agence Asset4, Thomson Reuters (*good* pour bonne, *neutral* pour neutre et *bad* pour mauvaise). Ces titres sont subséquemment classés indépendamment en trois groupes selon 1. le ratio financier *book-to-market* (faible : *low* à élevé : *high*) correspondant au panel A, 2. le taux de variation annuel du total actif (faible : *conservative* à élevé : *aggressive*) correspondant au panel B puis enfin 3. le taux annuel de rentabilité opérationnelle (faible : *weak* à élevé : *robust*) correspondant au panel C. Le croisement des deux classements produit 9 portefeuilles par panel (soit 27 stratégies au total) qui sont rebalancées chaque année. Ces dernières sont pondérées par capitalisation. Chaque stratégie est issue d'un croisement et est une variable dépendante (côté gauche de l'équation : *left hand side, LHS*). Dans le cas présent, lesdites variables sont expliquées par le modèle du MÉDAF où $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + \epsilon_{i,t}$. Le tableau ci-dessous présente pour chaque régression les coefficients de sensibilité en gras, les t de Student en dessous de chaque coefficient en petits caractères également illustrés à l'aide d'étoiles où : * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$ à droite de chaque coefficient.

Sharpe-Lintner-Black CAPM (1964)												
<i>Intercept</i>												
<i>CSR Notation</i>		<i>Book-to-market</i>			Aggress.	<i>Investment</i>			<i>Operating Profitability</i>			
		Low	Neutral	High		Neutral	Cons.	Weak	Neutral	Robust		
		Good	0,003	0,001		0,004	0,003	-0,002	0,000	-0,007	-0,002	0,002
			1,45	0,31		0,75	1,05	-1,06	0,05	-1,25	-0,74	0,88
Neutral	0,008 ***	-0,001	-0,006	0,006 **	0,001	-0,001	-0,008	*	0,001	0,005		
	3,18	-0,28	-1,24	2,00	0,17	-0,11	-1,69	0,35	1,44			
Bad	0,007	0,006	0,004	0,011 **	0,010 **	-0,004	0,002	0,005	0,007			
	1,31	1,16	0,38	2,20	2,42	-0,41	0,17	1,10	1,27			
<i>Market Premium</i>												
<i>CSR Notation</i>		<i>Book-to-market</i>			Aggress.	<i>Investment</i>			<i>Operating Profitability</i>			
		Low	Neutral	High		Neutral	Cons.	Weak	Neutral	Robust		

FIGURE 5.16 – Les relations et les distributions des variables dépendantes du panel A croisant notation extra-financière et ratio book-to-market

La figure ci-dessous présente les relations existantes entre les variables dépendantes du panel A avec les coefficients de corrélation de Pearson situés dans la zone supérieure droite de la diagonale. Cette dernière représente les histogrammes des rentabilités mensuelles de chacune des 9 stratégies du panel. Les graphiques situés sous la diagonale dans la région gauche montrent les nuages de points associés à une droite de régression rouge expliquant une variable par une autre.

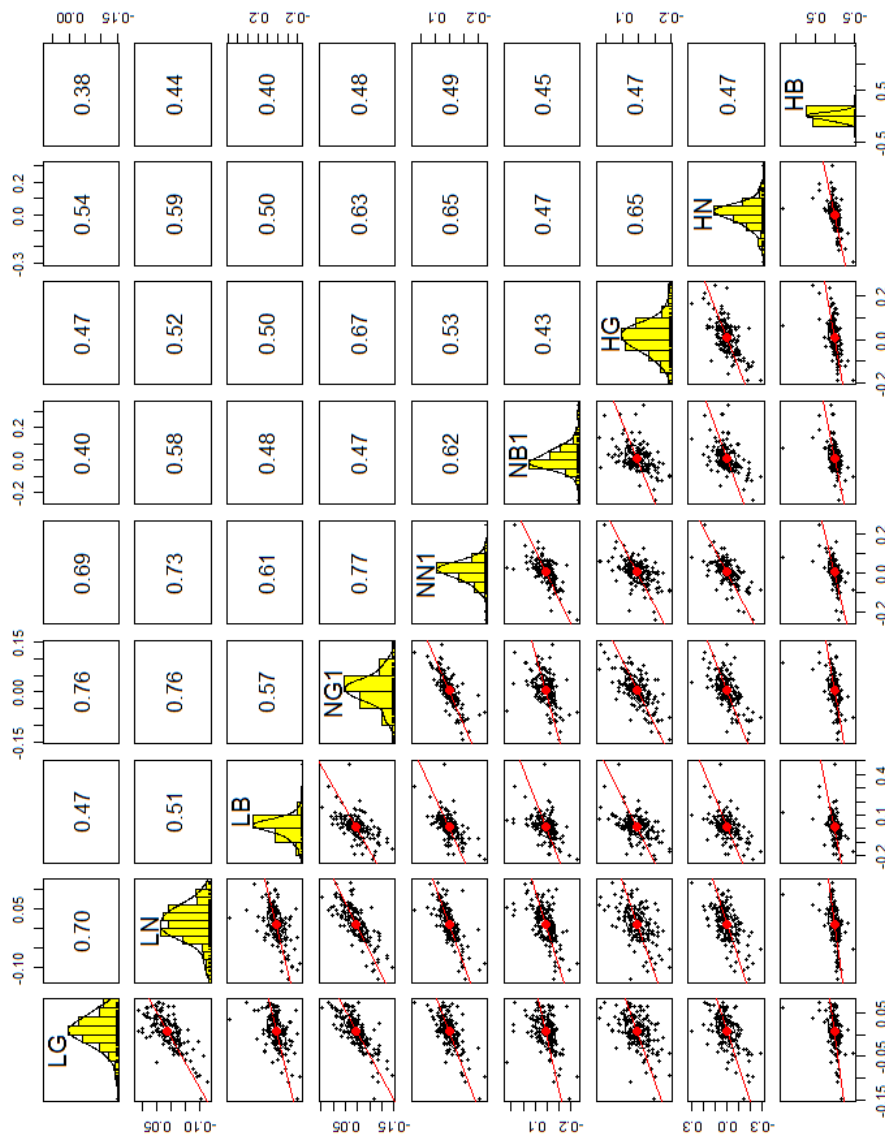


FIGURE 5.17 – Les relations et les distributions des variables dépendantes du panel B croisant notation extra-financière et degré d’investissement

La figure ci-dessous présente les relations existantes entre les variables dépendantes du panel B avec les coefficients de corrélation de Pearson situés dans la zone supérieure droite de la diagonale. Cette dernière représente les histogrammes des rentabilités mensuelles de chacune des 9 stratégies du panel. Les graphiques situés sous la diagonale dans la région gauche montrent les nuages de points associés à une droite de régression rouge expliquant une variable par une autre.

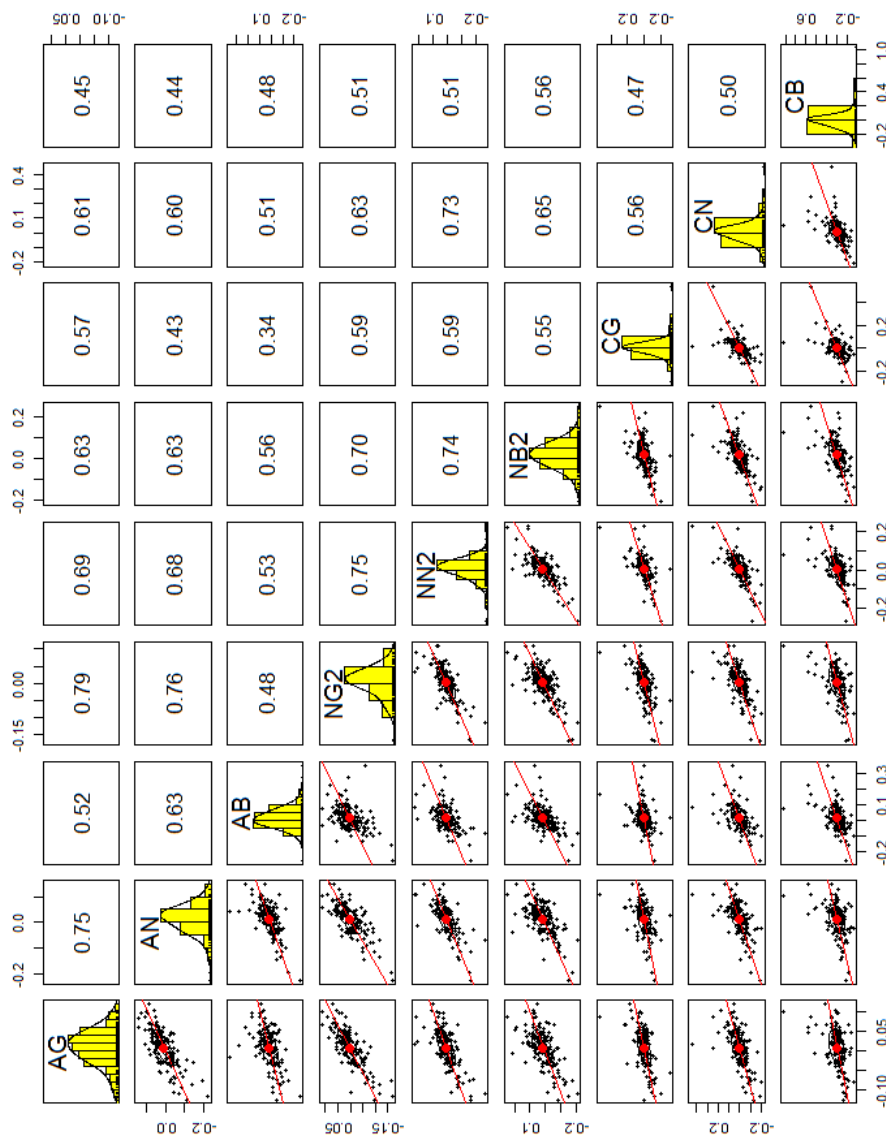


FIGURE 5.18 – Les relations et les distributions des variables dépendantes du panel C croisant notation extra-financière et ratio de rentabilité opérationnelle

La figure ci-dessous présente les relations existantes entre les variables dépendantes du panel C avec les coefficients de corrélation de Pearson situés dans la zone supérieure droite de la diagonale. Cette dernière représente les histogrammes des rentabilités mensuelles de chacune des 9 stratégies du panel. Les graphiques situés sous la diagonale dans la région gauche montrent les nuages de points associés à une droite de régression rouge expliquant une variable par une autre.

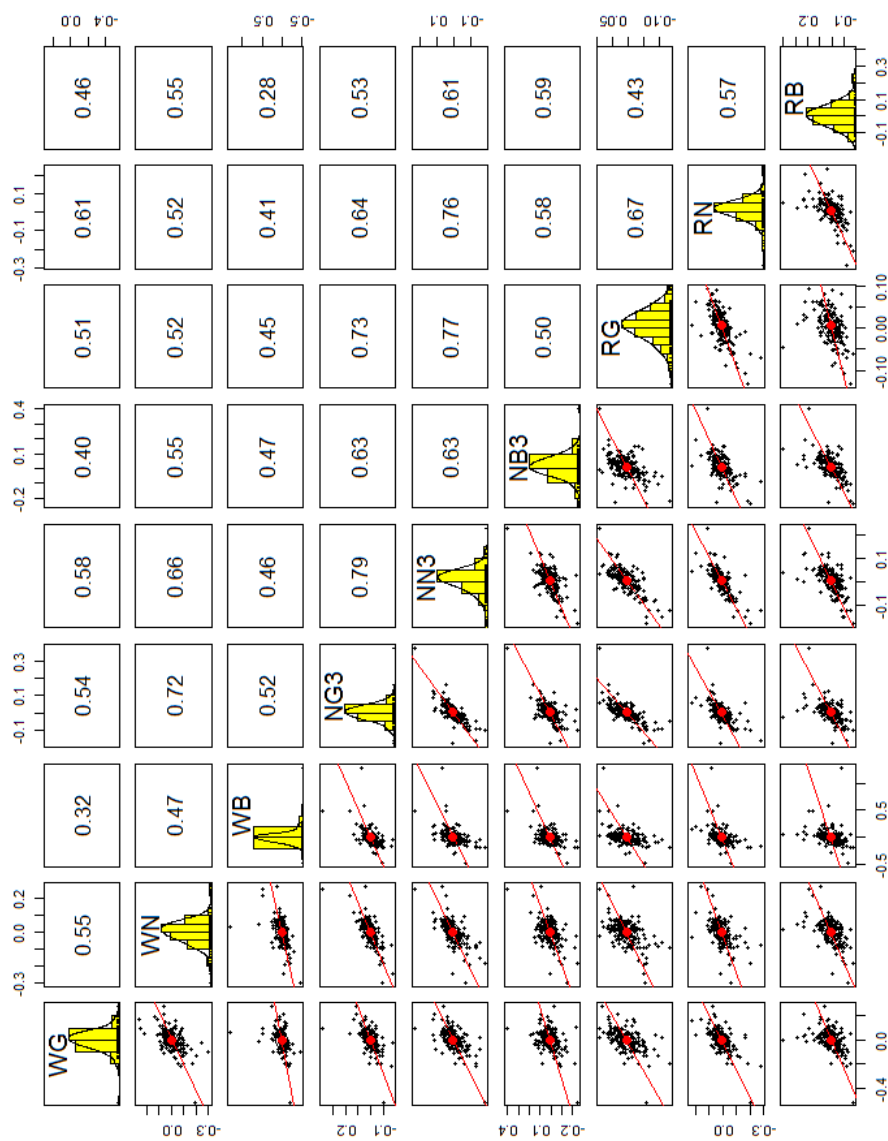


TABLE 5.59 – Régressions en séries temporelles par les MMG des panels A, B et C avec le modèle du MÉDAF : juin 2002 à mai 2015

À l'issue de chaque année, les titres de l'échantillon européen sont classés en trois catégories selon leurs notations extra-financières respectives proposées par l'agence Asset4, Thomson Reuters (*good* pour bonne, *neutral* pour neutre et *bad* pour mauvaise). Ces titres sont subséquentement classés indépendamment en trois groupes selon 1. le ratio financier *book-to-market* (faible : *low* à élevé : *high*) correspondant au panel A, 2. le taux de variation annuel du total actif (faible : *conservative* à élevé : *aggressive*) correspondant au panel B puis enfin 3. le taux annuel de rentabilité opérationnelle (faible : *weak* à élevé : *robust*) correspondant au panel C. Le croisement des deux classements produit 9 portefeuilles par panel (soit 27 stratégies au total) qui sont rebalancées chaque année. Ces dernières sont pondérées par capitalisation. Chaque stratégie est issue d'un croisement et est une variable dépendante (côté gauche de l'équation : *left hand side, LHS*). Dans le cas présent, lesdites variables sont expliquées par le modèle du MÉDAF où $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i^{MMG} + \beta_i^{MMG}(r_{M,t} - r_{f,t}) + \epsilon_{i,t}^{MMG}$. Le tableau ci-dessous présente pour chaque régression les coefficients de sensibilité en gras, les t de Student en dessous de chaque coefficient en petits caractères également illustrés à l'aide d'étoiles où : * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$ à droite de chaque coefficient.

Sharpe-Lintner-Black CAPM (1964)

														<i>Intercept</i>								
														<i>Book-to-market</i>			<i>Investment</i>			<i>Operating Profitability</i>		
		Low	Neutral	High	Aggress.	Neutral	Cons.	Weak	Neutral	Robust												
CSR Notation	Good	0,003	0,001	0,004	0,003	-0,002	0,000	-0,007	-0,002	0,002												
		1,60	0,30	0,65	0,91	0,27	0,05	-1,13	0,29	1,02												
	Neutral	0,008 ***	-0,001	-0,006	0,006 *	0,001	-0,001	-0,008 *	0,001	0,005												
	3,31	-0,30	-1,34	1,88	-0,28	-0,11	-1,68	-0,29	1,60													
CSR Notation	Bad	0,007	0,006	0,004	0,011 **	0,010	-0,004	0,002	0,005	0,007												
		1,46	1,25	0,51	2,08	1,22	-0,51	0,23	1,18	1,09												
														<i>Market Premium</i>								
														<i>Book-to-market</i>			<i>Investment</i>			<i>Operating Profitability</i>		
		Low	Neutral	High	Aggress.	Neutral	Cons.	Weak	Neutral	Robust												
CSR Notation	Good	0,476 ***	0,686 ***	0,811 ***	0,618 ***	0,658 ***	0,872 ***	1,030 ***	0,747 ***	0,520 ***												
		12,15	8,67	7,22	15,28	7,88	6,13	6,21	8,29	16,35												
	Neutral	0,606 ***	0,882 ***	0,987 ***	0,762 ***	0,890 ***	0,923 ***	0,911 ***	0,754 ***	0,862 ***												
	13,31	10,97	12,01	8,23	10,50	11,09	10,13	12,67	10,07													
CSR Notation	Bad	0,939 ***	0,833 ***	1,427 ***	0,784 ***	0,867 ***	1,516 ***	1,455 ***	0,821 ***	0,879 ***												
		9,16	8,81	4,00	7,06	8,03	5,22	4,70	9,48	10,92												

TABLE 5.62 – Régressions en séries temporelles par les MCO des panels A, B et C par le modèle à quatre facteurs de Fama, French et Carhart : juin 2002 à mai 2015

À l'issue de chaque année, les titres de l'échantillon européen sont classés en trois catégories selon leurs notations extra-financières respectives proposées par l'agence Asset4, Thomson Reuters (*good* pour bonne, *neutral* pour neutre et *bad* pour mauvaise). Ces titres sont subséquemment classés indépendamment en trois groupes selon 1. le ratio financier *book-to-market* (faible : *low* à élevé : *high*) correspondant au panel A, 2. le taux de variation annuel du total actif (faible : *conservative* à élevé : *aggressive*) correspondant au panel B puis enfin 3. le taux annuel de rentabilité opérationnelle (faible : *weak* à élevé : *robust*) correspondant au panel C. Le croisement des deux classements produit 9 portefeuilles par panel (soit 27 stratégies au total) qui sont rebalancées chaque année. Ces dernières sont pondérées par capitalisation. Chaque stratégie est issue d'un croisement et est une variable dépendante (côté gauche de l'équation : *left hand side*, *LHS*). Dans le cas présent, lesdites variables sont expliquées par le modèle à quatre facteurs de Fama, French et Carhart (1997) [129] où $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + w_i(WML_t) + \epsilon_{i,t}$. Le tableau ci-dessous présente pour chaque régression les coefficients de sensibilité en gras, les t de Student en dessous de chaque coefficient en petits caractères également illustrés à l'aide d'étoiles où : * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$ à droite de chaque coefficient.

Fama-French-Carhart four-factor model (1997)											
Intercept											
CSR Notation		Book-to-market			Aggress.	Investment			Weak	Operating Profitability	
		Low	Neutral	High		Neutral	Cons.	Neutral		Robust	
Good		0,005 **	0,003	0,008 *	0,003	0,000	0,007	-0,004	0,002	0,003	
		2,35	1,24	1,73	1,10	-0,13	1,59	-0,62	0,81	1,45	
		0,008 ***	0,000	-0,002	0,005 *	0,005 *	0,005	-0,005	0,004	0,008 **	
Neutral		3,06	0,14	-0,36	1,71	1,67	1,13	-1,15	1,55	2,22	
		0,011 **	0,007	0,008	0,008 *	0,014 ***	0,006	0,009	0,007	0,007	
		1,99	1,35	0,77	1,84	3,70	0,55	0,80	1,44	1,29	
Market Premium											
CSR Notation		Book-to-market			Aggress.	Investment			Weak	Operating Profitability	
		Low	Neutral	High		Neutral	Cons.	Neutral		Robust	
Good		0,543 ***	0,618 ***	0,468 ***	0,616 ***	0,643 ***	0,484 ***	0,880 ***	0,492 ***	0,569 ***	
		13,11	12,61	4,91	11,70	13,72	4,96	7,37	8,11	13,81	
		0,674 ***	0,817 ***	0,699 ***	0,832 ***	0,755 ***	0,671 ***	0,562 ***	0,687 ***	0,865 ***	
Neutral		12,56	12,75	6,81	12,46	11,37	7,29	6,61	12,32	11,92	
		0,823 ***	0,747 ***	1,210 ***	0,835 ***	0,709 ***	1,115 ***	1,200 ***	0,679 ***	0,714 ***	
		6,97	7,04	5,28	8,70	8,89	4,96	5,00	6,74	6,78	
Small Minus Big											
CSR Notation		Book-to-market			Aggress.	Investment			Weak	Operating Profitability	
		Low	Neutral	High		Neutral	Cons.	Neutral		Robust	
Good		-0,367 ***	-0,471 ***	-0,423 *	-0,244 **	-0,248 **	-0,456 **	0,013	-0,316 **	-0,339 ***	
		-3,77	-4,09	-1,89	-1,97	-2,25	-1,99	0,05	-2,22	-3,50	
		-0,035	0,386 **	0,150	0,396 **	0,133	0,130	0,325	0,007	0,209	
Neutral		-0,28	2,56	0,62	2,52	0,85	0,60	1,62	0,05	1,23	
		0,773 ***	1,237 ***	0,024	1,239 ***	0,503 ***	0,166	0,440	0,971 ***	0,976 ***	
		2,78	4,96	0,05	5,49	2,68	0,31	0,78	4,10	3,94	
High Minus Low											
CSR Notation		Book-to-market			Aggress.	Investment			Weak	Operating Profitability	
		Low	Neutral	High		Neutral	Cons.	Neutral		Robust	
Good		-0,509 ***	0,036	0,968 ***	0,005	-0,225 *	0,715 ***	0,156	0,470 ***	-0,349 ***	
		-4,95	0,29	4,09	0,04	-1,94	2,95	0,53	3,13	-3,41	
		-0,301 **	0,042	0,593 **	-0,256	-0,147	0,272	1,101 ***	-0,201	-0,481 ***	
Neutral		-2,26	0,26	2,33	-1,55	-0,90	1,19	5,22	-1,45	-2,67	
		-0,183	0,110	0,298	-0,081	-0,053	0,196	-0,044	0,274	0,632 **	
		-0,62	0,42	0,52	-0,34	-0,27	0,35	-0,07	1,10	2,42	
Winners Minus Losers											
CSR Notation		Book-to-market			Aggress.	Investment			Weak	Operating Profitability	
		Low	Neutral	High		Neutral	Cons.	Neutral		Robust	
Good		-0,047	-0,124 **	-0,399 ***	0,019	-0,135 **	-0,649 ***	-0,333 **	-0,427 ***	-0,015	
		-0,92	-2,06	-3,40	0,29	-2,34	-5,40	-2,27	-5,72	-0,29	
		0,033	-0,192 **	-0,496 ***	0,021	-0,460 ***	-0,561 ***	-0,415 ***	-0,290 ***	-0,263 ***	
Neutral		0,50	-2,44	-3,93	0,26	-5,63	-4,96	-3,97	-4,22	-2,94	
		-0,484 ***	-0,295 **	-0,443	-0,017	-0,508 ***	-1,014 ***	-0,763 ***	-0,337 ***	-0,217 *	
		-3,33	-2,26	-1,57	-0,15	-5,18	-3,67	-2,58	-2,71	-1,67	

TABLE 5.64 – Régressions en séries temporelles par les MCO des panels A, B et C par le modèle à cinq facteurs de Fama et French : juin 2002 à mai 2015

À l'issue de chaque année, les titres de l'échantillon européen sont classés en trois catégories selon leurs notations extra-financières respectives proposées par l'agence Asset4, Thomson Reuters (*good* pour bonne, *neutral* pour neutre et *bad* pour mauvaise). Ces titres sont subséquemment classés indépendamment en trois groupes selon 1. le ratio financier *book-to-market* (faible : *low* à élevé : *high*) correspondant au panel A, 2. le taux de variation annuel du total actif (faible : *conservative* à élevé : *aggressive*) correspondant au panel B puis enfin 3. le taux annuel de rentabilité opérationnelle (faible : *weak* à élevé : *robust*) correspondant au panel C. Le croisement des deux classements produit 9 portefeuilles par panel (soit 27 stratégies au total) qui sont rebalancées chaque année. Ces dernières sont pondérées par capitalisation. Chaque stratégie est issue d'un croisement et est une variable dépendante (côté gauche de l'équation : *left hand side*, *LHS*). Dans le cas présent, lesdites variables sont expliquées par le modèle à cinq facteurs de Fama et French (2015) [281] où $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + w_i(RMW_t) + c_i(AMC_t) + \epsilon_{i,t}$. Le tableau ci-dessous présente pour chaque régression les coefficients de sensibilité en gras, les t de Student en dessous de chaque coefficient en petits caractères également illustrés à l'aide d'étoiles où : * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$ à droite de chaque coefficient.

<i>Intercept</i>											
<i>CSR Notation</i>		<i>Book-to-market</i>			<i>Aggress.</i>	<i>Investment</i>			<i>Operating Profitability</i>		
		<i>Low</i>	<i>Neutral</i>	<i>High</i>		<i>Neutral</i>	<i>Cons.</i>	<i>Weak</i>	<i>Neutral</i>	<i>Robust</i>	
<i>CSR Notation</i>	<i>Good</i>	0,005 **	0,004	0,012 ***	0,004	0,001	0,006	-0,001	0,003	0,003	
		2,48	1,51	2,67	1,45	0,53	1,21	-0,12	0,80	1,39	
	<i>Neutral</i>	0,010 ***	0,001	0,000	0,007 **	0,007 **	0,003	-0,006	0,004	0,011 ***	
3,61		0,43	0,08	2,19	2,15	0,68	-1,34	1,32	3,14		
<i>Bad</i>	0,016 ***	0,007	0,008	0,012 **	0,014 ***	0,009	0,013	0,009 *	0,007		
	2,82	1,36	0,65	2,53	3,42	0,77	1,09	1,71	1,40		
<i>Market Premium</i>											
<i>CSR Notation</i>		<i>Book-to-market</i>			<i>Aggress.</i>	<i>Investment</i>			<i>Operating Profitability</i>		
		<i>Low</i>	<i>Neutral</i>	<i>High</i>		<i>Neutral</i>	<i>Cons.</i>	<i>Weak</i>	<i>Neutral</i>	<i>Robust</i>	
<i>CSR Notation</i>	<i>Good</i>	0,501 ***	0,596 ***	0,397 ***	0,586 ***	0,571 ***	0,527 ***	0,797 ***	0,479 ***	0,539 ***	
		11,46	11,21	3,95	10,25	11,76	4,66	6,20	6,93	12,30	
	<i>Neutral</i>	0,637 ***	0,740 ***	0,666 ***	0,734 ***	0,719 ***	0,741 ***	0,583 ***	0,680 ***	0,801 ***	
10,98		11,03	5,92	10,46	9,80	6,97	6,08	10,89	10,48		
<i>Bad</i>	0,740 ***	0,751 ***	1,204 ***	0,787 ***	0,755 ***	1,059 ***	1,111 ***	0,612 ***	0,777 ***		
	5,91	6,46	4,81	7,69	8,35	4,27	4,25	5,61	6,89		
<i>Small Minus Big</i>											
<i>CSR Notation</i>		<i>Book-to-market</i>			<i>Aggress.</i>	<i>Investment</i>			<i>Operating Profitability</i>		
		<i>Low</i>	<i>Neutral</i>	<i>High</i>		<i>Neutral</i>	<i>Cons.</i>	<i>Weak</i>	<i>Neutral</i>	<i>Robust</i>	
<i>CSR Notation</i>	<i>Good</i>	-0,428 ***	-0,516 ***	-0,518 **	-0,252 **	-0,346 ***	-0,616 **	-0,122	-0,452 ***	-0,386 ***	
		-4,46	-4,42	-2,35	-2,01	-3,25	-2,48	-0,43	-2,98	-4,01	
	<i>Neutral</i>	-0,028	0,248 *	0,016	0,312 **	0,002	0,018	0,198	-0,096	0,134	
-0,22		1,69	0,07	2,03	0,01	0,08	0,94	-0,70	0,80		
<i>Bad</i>	0,652 **	1,168 ***	-0,138	1,264 ***	0,423 **	-0,130	0,199	0,825 ***	1,020 ***		
	2,38	4,58	-0,25	5,62	2,13	-0,24	0,35	3,45	4,12		
<i>High Minus Low</i>											
<i>CSR Notation</i>		<i>Book-to-market</i>			<i>Aggress.</i>	<i>Investment</i>			<i>Operating Profitability</i>		
		<i>Low</i>	<i>Neutral</i>	<i>High</i>		<i>Neutral</i>	<i>Cons.</i>	<i>Weak</i>	<i>Neutral</i>	<i>Robust</i>	
<i>CSR Notation</i>	<i>Good</i>	-0,329 ***	0,037	0,650 **	-0,010	-0,052	0,769 **	0,185	0,573 ***	-0,168	
		-2,63	0,24	2,27	-0,06	-0,37	2,38	0,50	2,90	-1,35	
	<i>Neutral</i>	-0,420 **	0,357 *	0,487	0,010	-0,217	0,251	1,278 ***	-0,056	-0,665 ***	
-2,54		1,87	1,52	0,05	-1,04	0,83	4,67	-0,31	-3,05		
<i>Bad</i>	-0,524	0,054	0,569	-0,439	-0,274	0,164	-0,108	0,417	0,163		
	-1,47	0,16	0,80	-1,50	-1,06	0,23	-0,14	1,34	0,51		
<i>Robust Minus Weak</i>											
<i>CSR Notation</i>		<i>Book-to-market</i>			<i>Aggress.</i>	<i>Investment</i>			<i>Operating Profitability</i>		
		<i>Low</i>	<i>Neutral</i>	<i>High</i>		<i>Neutral</i>	<i>Cons.</i>	<i>Weak</i>	<i>Neutral</i>	<i>Robust</i>	
<i>CSR Notation</i>	<i>Good</i>	0,027	-0,358 *	-1,735 ***	-0,133	-0,313 *	-1,027 **	-1,028 **	-0,748 ***	0,148	
		0,16	-1,77	-4,54	-0,61	-1,69	-2,38	-2,10	-2,84	0,89	
	<i>Neutral</i>	-0,326	-0,200	-1,368 ***	0,050	-1,243 ***	-0,849 **	-0,433	-0,365	-1,181 ***	
-1,48		-0,78	-3,19	0,19	-4,45	-2,10	-1,18	-1,53	-4,06		
<i>Bad</i>	-2,009 ***	-0,687	-0,451	-0,909 **	-1,215 ***	-2,408 **	-2,113 **	-0,759 *	-0,983 **		
	-4,22	-1,55	-0,47	-2,33	-3,53	-2,55	-2,12	-1,83	-2,29		
<i>aggressive minus conservative</i>											
<i>CSR Notation</i>		<i>Book-to-market</i>			<i>Aggress.</i>	<i>Investment</i>			<i>Operating Profitability</i>		
		<i>Low</i>	<i>Neutral</i>	<i>High</i>		<i>Neutral</i>	<i>Cons.</i>	<i>Weak</i>	<i>Neutral</i>	<i>Robust</i>	
<i>CSR Notation</i>	<i>Good</i>	-0,470 ***	-0,311 *	-0,735 **	-0,140	-0,774 ***	-0,728 *	-0,999 **	-0,776 ***	-0,355 **	
		-3,05	-1,66	-2,08	-0,70	-4,53	-1,83	-2,21	-3,19	-2,30	
	<i>Neutral</i>	-0,074	-1,008 ***	-0,827 **	-0,780 ***	-0,822 ***	-0,372	-0,625 *	-0,581 ***	-0,610 **	
-0,36		-4,27	-2,09	-3,16	-3,19	-1,00	-1,85	-2,65	-2,27		
<i>Bad</i>	-0,913 **	-0,355	-0,909	-0,007	-0,268	-1,776 **	-1,587 *	-1,010 ***	0,462		
	-2,07	-0,87	-1,03	-0,02	-0,84	-2,04	-1,72	-2,63	1,16		

TABLE 5.65 – Régressions en séries temporelles par les MMG des panels A, B et C par le modèle à cinq facteurs de Fama et French : juin 2002 à mai 2015

À l'issue de chaque année, les titres de l'échantillon européen sont classés en trois catégories selon leurs notations extra-financières respectives proposées par l'agence Asset4, Thomson Reuters (*good* pour bonne, *neutral* pour neutre et *bad* pour mauvaise). Ces titres sont subséquemment classés indépendamment en trois groupes selon 1. le ratio financier *book-to-market* (faible : *low* à élevé : *high*) correspondant au panel A, 2. le taux de variation annuel du total actif (faible : *conservative* à élevé : *aggressive*) correspondant au panel B puis enfin 3. le taux annuel de rentabilité opérationnelle (faible : *weak* à élevé : *robust*) correspondant au panel C. Le croisement des deux classements produit 9 portefeuilles par panel (soit 27 stratégies au total) qui sont rebalancées chaque année. Ces dernières sont pondérées par capitalisation. Chaque stratégie est issue d'un croisement et est une variable dépendante (côté gauche de l'équation : *left hand side, LHS*). Dans le cas présent, lesdites variables sont expliquées par le modèle à cinq facteurs de Fama et French (2015) [281] où $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i^{MMG} + \beta_i^{MMG}(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i^{MMG}(SMB_t) + h_i^{MMG}(HML_t) + w_i^{MMG}(RMW_t) + c_i^{MMG}(AMC_t) + \epsilon_{i,t}^{MMG}$. Le tableau ci-dessous présente pour chaque régression les coefficients de sensibilité en gras, les *t* de Student en dessous de chaque coefficient en petits caractères également illustrés à l'aide d'étoiles où : * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$ à droite de chaque coefficient.

<i>Intercept</i>												
CSR Notation		<i>Book-to-market</i>			Aggress.	<i>Investment</i>			Weak	<i>Operating Profitability</i>		
		Low	Neutral	High		Neutral	Cons.	Neutral		Robust		
Good		0,005 ***	0,004	0,012 **	0,004	0,001	0,006	-0,001	0,003	0,003 *		
		3,14	1,41	2,31	1,14	0,58	1,12	-0,10	0,83	1,86		
	Neutral	0,010 ***	0,001	0,000	0,007 ***	0,007 **	0,003	-0,006	0,004	0,011 ***		
Bad		3,65	0,53	0,07	2,86	2,06	0,61	-1,38	1,32	3,29		
		0,016 ***	0,007	0,008	0,012 ***	0,014 ***	0,009	0,013	0,009 *	0,007 *		
		3,21	1,59	0,99	2,86	3,42	0,84	1,41	1,73	1,74		
<i>Market Premium</i>												
CSR Notation		<i>Book-to-market</i>			Aggress.	<i>Investment</i>			Weak	<i>Operating Profitability</i>		
		Low	Neutral	High		Neutral	Cons.	Neutral		Robust		
Good		0,501 ***	0,596 ***	0,397 ***	0,586 ***	0,571 ***	0,527 ***	0,797 ***	0,479 ***	0,539 ***		
		11,33	9,38	4,34	9,54	11,84	5,32	4,89	7,54	12,04		
	Neutral	0,637 ***	0,740 ***	0,666 ***	0,734 ***	0,719 ***	0,741 ***	0,583 ***	0,680 ***	0,801 ***		
Bad		11,12	9,64	8,07	11,17	9,86	11,01	7,97	12,51	9,88		
		0,740 ***	0,751 ***	1,204 ***	0,787 ***	0,755 ***	1,059 ***	1,111 ***	0,612 ***	0,777 ***		
		7,77	6,63	3,24	7,97	9,48	3,07	3,22	6,05	5,89		
<i>Small Minus Big</i>												
CSR Notation		<i>Book-to-market</i>			Aggress.	<i>Investment</i>			Weak	<i>Operating Profitability</i>		
		Low	Neutral	High		Neutral	Cons.	Neutral		Robust		
Good		-0,428 ***	-0,516 ***	-0,518 **	-0,252 **	-0,346 ***	-0,616 **	-0,122	-0,452 ***	-0,386 ***		
		-5,22	-3,53	-2,24	-2,13	-3,12	-2,38	-0,28	-3,02	-4,89		
	Neutral	-0,028	0,248	0,016	0,312 *	0,002	0,018	0,198	-0,096	0,134		
Bad		-0,25	1,58	0,07	1,86	0,02	0,08	0,92	-0,75	0,82		
		0,652 ***	1,168 ***	-0,138	1,264 ***	0,423 **	-0,130	0,199	0,825 ***	1,020 ***		
		3,02	3,97	-0,19	4,20	2,39	-0,19	0,28	3,51	3,42		
<i>High Minus Low</i>												
CSR Notation		<i>Book-to-market</i>			Aggress.	<i>Investment</i>			Weak	<i>Operating Profitability</i>		
		Low	Neutral	High		Neutral	Cons.	Neutral		Robust		
Good		-0,329 ***	0,037	0,650 **	-0,010	-0,052	0,769	0,185	0,573 *	-0,168		
		-2,92	0,18	1,97	-0,05	-0,33	1,53	0,47	1,74	-1,18		
	Neutral	-0,420 ***	0,357 *	0,487 *	0,010	-0,217	0,251	1,278	-0,056	-0,665 ***		
Bad		-2,68	1,73	1,91	0,06	-0,99	1,10	6,51	-0,30	-2,95		
		-0,524 **	0,054	0,569	-0,439 *	-0,274	0,164	-0,108	0,417	0,163		
		-1,99	0,17	1,29	-1,75	-1,07	0,26	-0,23	1,29	0,47		
<i>Robust Minus Weak</i>												
CSR Notation		<i>Book-to-market</i>			Aggress.	<i>Investment</i>			Weak	<i>Operating Profitability</i>		
		Low	Neutral	High		Neutral	Cons.	Neutral		Robust		
Good		0,027	-0,358	-1,735 ***	-0,133	-0,313 *	-1,027 *	-1,028	-0,748 ***	0,148		
		0,25	-1,27	-3,83	-0,58	-1,68	-1,95	-1,45	-3,25	0,93		
	Neutral	-0,326 **	-0,200	-1,368 ***	0,050	-1,243 ***	-0,849 *	-0,433	-0,365 *	-1,181 ***		
Bad		-2,08	-0,84	-3,36	0,25	-2,79	-1,67	-1,16	-1,72	-2,75		
		-2,009 ***	-0,687 **	-0,451	-0,909 ***	-1,215 ***	-2,408 **	-2,113 **	-0,759 **	-0,983 ***		
		-5,05	-2,34	-0,40	-2,60	-3,62	-2,56	-2,42	-2,18	-3,43		
<i>aggressive minus conservative</i>												
CSR Notation		<i>Book-to-market</i>			Aggress.	<i>Investment</i>			Weak	<i>Operating Profitability</i>		
		Low	Neutral	High		Neutral	Cons.	Neutral		Robust		
Good		-0,470 ***	-0,311	-0,735 *	-0,140	-0,774 ***	-0,728	-0,999 *	-0,776 *	-0,355 ***		
		-4,20	-1,46	-1,82	-0,78	-4,76	-1,15	-1,68	-1,80	-2,73		
	Neutral	-0,074	-1,008 ***	-0,827 **	-0,780 **	-0,822 ***	-0,372	-0,625	-0,581 **	-0,610 ***		
Bad		-0,28	-2,63	-2,07	-2,55	-2,91	-0,60	-1,30	-2,43	-2,67		
		-0,913 **	-0,355	-0,909	-0,007	-0,268	-1,776	-1,587	-1,010 **	0,462		
		-2,46	-0,59	-0,94	-0,02	-0,82	-1,51	-1,30	-2,30	0,86		

TABLE 5.66 – Régressions en séries temporelles par les MCO des panels A, B et C par un modèle à deux facteurs comprenant la prime de risque du marché ainsi que celle associée à la notation extra-financière : juin 2002 à mai 2015

À l'issue de chaque année, les titres de l'échantillon européen sont classés en trois catégories selon leurs notations extra-financières respectives proposées par l'agence Asset4, Thomson Reuters (*good* pour bonne, *neutral* pour neutre et *bad* pour mauvaise). Ces titres sont subséquemment classés indépendamment en trois groupes selon 1. le ratio financier *book-to-market* (faible : *low* à élevé : *high*) correspondant au panel A, 2. le taux de variation annuel du total actif (faible : *conservative* à élevé : *aggressive*) correspondant au panel B puis enfin 3. le taux annuel de rentabilité opérationnelle (faible : *weak* à élevé : *robust*) correspondant au panel C. Le croisement des deux classements produit 9 portefeuilles par panel (soit 27 stratégies au total) qui sont rebalancées chaque année. Ces dernières sont pondérées par capitalisation. Chaque stratégie est issue d'un croisement et est une variable dépendante (côté gauche de l'équation : *left hand side*, *LHS*). Dans le cas présent, lesdites variables sont expliquées par un modèle à deux facteurs où BMG (*Bad Minus Good*) est une prime de risque associée à la notation extra-financière : $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + b_i(BMG_t) + \epsilon_{i,t}$. Le tableau ci-dessous présente pour chaque régression les coefficients de sensibilité en gras, les t de Student en dessous de chaque coefficient en petits caractères également illustrés à l'aide d'étoiles où : * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$ à droite de chaque coefficient.

<i>Intercept</i>											
CSR Notation		<i>Book-to-market</i>			Aggress.	<i>Investment</i>			<i>Operating Profitability</i>		
		Low	Neutral	High		Neutral	Cons.	Weak	Neutral	Robust	
Good		0,004 *	0,001	0,004	0,003	-0,002	0,001	-0,006	-0,002	0,002	
		1,87	0,54	0,77	1,18	-0,86	0,27	-1,01	-0,62	1,20	
	Neutral	0,008 ***	-0,001	-0,006	0,006 *	0,001	-0,001	-0,008 *	0,001	0,005	
Neutral		3,13	-0,30	-1,27	1,93	0,18	-0,23	-1,81	0,37	1,43	
	Bad	0,004	0,003	-0,005	0,007 *	0,008 **	-0,015 **	-0,008	0,002	0,004	
		0,72	0,60	-0,58	1,74	2,08	-2,11	-1,00	0,50	0,81	
<i>Market Premium</i>											
CSR Notation		<i>Book-to-market</i>			Aggress.	<i>Investment</i>			<i>Operating Profitability</i>		
		Low	Neutral	High		Neutral	Cons.	Weak	Neutral	Robust	
Good		0,512 ***	0,711 ***	0,816 ***	0,633 ***	0,680 ***	0,925 ***	1,094 ***	0,765 ***	0,548 ***	
		13,69	16,47	9,18	14,35	16,86	10,00	11,00	12,98	15,16	
	Neutral	0,604 ***	0,879 ***	0,977 ***	0,755 ***	0,892 ***	0,896 ***	0,884 ***	0,758 ***	0,863 ***	
Neutral		13,26	15,86	10,60	13,22	14,66	10,76	10,76	15,41	13,68	
	Bad	0,755 ***	0,679 ***	1,015 ***	0,629 ***	0,788 ***	1,015 ***	0,979 ***	0,670 ***	0,756 ***	
		8,50	7,96	6,75	8,39	11,36	7,79	6,52	8,45	8,61	
<i>Bad Minus Good</i>											
CSR Notation		<i>Book-to-market</i>			Aggress.	<i>Investment</i>			<i>Operating Profitability</i>		
		Low	Neutral	High		Neutral	Cons.	Weak	Neutral	Robust	
Good		-0,088 ***	-0,060 **	-0,011	-0,037	-0,052 *	-0,128 **	-0,155 **	-0,044	-0,068 ***	
		-3,50	-2,07	-0,18	-1,25	-1,95	-2,07	-2,33	-1,11	-2,81	
	Neutral	0,005	0,008	0,023	0,017	-0,003	0,064	0,065	-0,008	-0,002	
Neutral		0,18	0,21	0,38	0,45	-0,09	1,15	1,18	-0,24	-0,05	
	Bad	0,442 ***	0,372 ***	0,994 ***	0,373 ***	0,191 ***	1,209 ***	1,148 ***	0,365 ***	0,296 ***	
		7,45	6,54	9,91	7,46	4,13	13,90	11,45	6,90	5,05	

TABLE 5.67 – Régressions en séries temporelles par les MMG des panels A, B et C par un modèle à deux facteurs comprenant la prime de risque du marché ainsi que celle associée à la notation extra-financière : juin 2002 à mai 2015

À l'issue de chaque année, les titres de l'échantillon européen sont classés en trois catégories selon leurs notations extra-financières respectives proposées par l'agence Asset4, Thomson Reuters (*good* pour bonne, *neutral* pour neutre et *bad* pour mauvaise). Ces titres sont subséquentement classés indépendamment en trois groupes selon 1. le ratio financier *book-to-market* (faible : *low* à élevé : *high*) correspondant au panel A, 2. le taux de variation annuel du total actif (faible : *conservative* à élevé : *aggressive*) correspondant au panel B puis enfin 3. le taux annuel de rentabilité opérationnelle (faible : *weak* à élevé : *robust*) correspondant au panel C. Le croisement des deux classements produit 9 portefeuilles par panel (soit 27 stratégies au total) qui sont rebalancées chaque année. Ces dernières sont pondérées par capitalisation. Chaque stratégie est issue d'un croisement et est une variable dépendante (côté gauche de l'équation : *left hand side, LHS*). Dans le cas présent, lesdites variables sont expliquées par un modèle à deux facteurs où *BMG (Bad Minus Good)* est une prime de risque associée à la notation extra-financière : $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i^{MMG} + \beta_i^{MMG}(r_{M,t} - r_{f,t}) + b_i^{MMG}(BMG_t) + \epsilon_{i,t}^{MMG}$. Le tableau ci-dessous présente pour chaque régression les coefficients de sensibilité en gras, les *t* de Student en dessous de chaque coefficient en petits caractères également illustrés à l'aide d'étoiles où : * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$ à droite de chaque coefficient.

<i>Intercept</i>											
<i>CSR Notation</i>		<i>Book-to-market</i>			<i>Aggress.</i>	<i>Investment</i>			<i>Operating Profitability</i>		
		<i>Low</i>	<i>Neutral</i>	<i>High</i>		<i>Neutral</i>	<i>Cons.</i>	<i>Weak</i>	<i>Neutral</i>	<i>Robust</i>	
<i>Good</i>		0,004 **	0,001	0,004	0,003	-0,002	0,001	-0,006	-0,002	0,002	
		1,97	0,50	0,66	1,08	-1,22	0,25	-0,93	-0,56	1,34	
		0,008 ***	-0,001	-0,006	0,006 **	0,001	-0,001	-0,008 *	0,001	0,005	
<i>Neutral</i>		2,63	-0,35	-1,48	2,11	0,21	-0,25	-1,84	0,34	1,61	
		0,004	0,003	-0,005	0,007 *	0,008 *	-0,015 **	-0,008	0,002	0,004	
		0,85	0,68	-0,63	1,75	1,95	-2,16	-1,12	0,52	1,04	
<i>Market Premium</i>											
<i>CSR Notation</i>		<i>Book-to-market</i>			<i>Aggress.</i>	<i>Investment</i>			<i>Operating Profitability</i>		
		<i>Low</i>	<i>Neutral</i>	<i>High</i>		<i>Neutral</i>	<i>Cons.</i>	<i>Weak</i>	<i>Neutral</i>	<i>Robust</i>	
<i>Good</i>		0,512 ***	0,711 ***	0,816 ***	0,633 ***	0,680 ***	0,925 ***	1,094 ***	0,765 ***	0,548 ***	
		11,27	7,43	6,52	12,79	13,98	7,83	7,82	8,79	13,64	
		0,604 ***	0,879 ***	0,977 ***	0,755 ***	0,892 ***	0,896 ***	0,884 ***	0,758 ***	0,863 ***	
<i>Neutral</i>		10,21	12,15	12,82	12,04	8,27	13,30	10,81	12,59	7,13	
		0,755 ***	0,679 ***	1,015 ***	0,629 ***	0,788 ***	1,015 ***	0,979 ***	0,670 ***	0,756 ***	
		6,45	7,97	7,98	9,39	8,68	5,51	4,81	6,73	11,95	
<i>Bad Minus Good</i>											
<i>CSR Notation</i>		<i>Book-to-market</i>			<i>Aggress.</i>	<i>Investment</i>			<i>Operating Profitability</i>		
		<i>Low</i>	<i>Neutral</i>	<i>High</i>		<i>Neutral</i>	<i>Cons.</i>	<i>Weak</i>	<i>Neutral</i>	<i>Robust</i>	
<i>Good</i>		-0,088 **	-0,060	-0,011	-0,037	-0,052	-0,128 **	-0,155 **	-0,044	-0,068 *	
		-2,14	-1,20	-0,16	-1,05	-0,96	-2,11	-2,18	-1,19	-1,67	
		0,005	0,008	0,023	0,017	-0,003	0,064	0,065	-0,008	-0,002	
<i>Neutral</i>		0,21	0,22	0,55	0,61	-0,08	1,10	1,35	-0,32	-0,05	
		0,442 **	0,372 **	0,994 **	0,373 **	0,191 **	1,209 ***	1,148 ***	0,365 ***	0,296	
		2,27	1,97	2,25	2,00	2,55	6,66	3,02	2,89	1,17	

TABLE 5.68 – Coefficients de détermination ajustés des régressions linéaires en séries temporelles des panels A, B et C en fonction des combinaisons de facteurs testées : juin 2002 à mai 2015

Un ajustement du coefficient R^2 est réalisé afin de sanctionner les modèles qui utilisent plusieurs facteurs explicatifs. Une augmentation du R^2 ajusté indique une hausse du pouvoir explicatif non-induite par l'addition de facteurs.

Le modèle du MÉDAF (1964)

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + \epsilon_{i,t}$$

		<i>Book-to-market</i>			<i>Investment</i>			<i>Operating Profitability</i>		
		Low	Neutral	High	Aggress.	Neutral	Cons.	Weak	Neutral	Robust
CSR	Good	0,511	0,633	0,367	0,576	0,646	0,376	0,419	0,527	0,579
	Neutral	0,553	0,640	0,444	0,554	0,600	0,459	0,460	0,622	0,566
	Bad	0,363	0,342	0,275	0,358	0,496	0,293	0,259	0,363	0,374

Le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993)

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + \epsilon_{i,t}$$

		<i>Book-to-market</i>			<i>Investment</i>			<i>Operating Profitability</i>		
		Low	Neutral	High	Aggress.	Neutral	Cons.	Weak	Neutral	Robust
CSR	Good	0,610	0,668	0,449	0,581	0,660	0,434	0,415	0,576	0,635
	Neutral	0,564	0,649	0,468	0,573	0,595	0,466	0,556	0,619	0,575
	Bad	0,378	0,422	0,269	0,458	0,504	0,288	0,251	0,421	0,449

Le modèle à quatre facteurs de Fama, French et Carhart (1997)

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + w_i(WML_t) + \epsilon_{i,t}$$

		<i>Book-to-market</i>			<i>Investment</i>			<i>Operating Profitability</i>		
		Low	Neutral	High	Aggress.	Neutral	Cons.	Weak	Neutral	Robust
CSR	Good	0,609	0,675	0,485	0,578	0,670	0,522	0,430	0,650	0,633
	Neutral	0,562	0,660	0,514	0,571	0,663	0,538	0,595	0,657	0,596
	Bad	0,417	0,437	0,276	0,455	0,576	0,342	0,278	0,444	0,455

Le modèle à cinq facteurs de Fama et French (2015)

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + w_i(RMW_t) + c_i(AMC_t) + \epsilon_{i,t}$$

		<i>Book-to-market</i>			<i>Investment</i>			<i>Operating Profitability</i>		
		Low	Neutral	High	Aggress.	Neutral	Cons.	Weak	Neutral	Robust
CSR	Good	0,629	0,674	0,514	0,578	0,699	0,454	0,437	0,611	0,647
	Neutral	0,565	0,683	0,503	0,596	0,650	0,476	0,562	0,634	0,618
	Bad	0,443	0,425	0,265	0,471	0,536	0,320	0,273	0,446	0,469

Le modèle à deux facteurs intégrant la prime de risque BMG (2019)

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + b_i(BMG_t) + \epsilon_{i,t}$$

		<i>Book-to-market</i>			<i>Investment</i>			<i>Operating Profitability</i>		
		Low	Neutral	High	Aggress.	Neutral	Cons.	Weak	Neutral	Robust
CSR	Good	0,551	0,645	0,371	0,578	0,652	0,389	0,443	0,534	0,603
	Neutral	0,556	0,642	0,448	0,552	0,598	0,461	0,468	0,625	0,569
	Bad	0,535	0,489	0,561	0,526	0,543	0,686	0,603	0,517	0,467

TABLE 5.69 – Statistiques GRS des principales combinaisons de facteurs testées sur les panels A, B et C : juin 2002 à mai 2015

La statistique GRS proposée par Gibbons, Ross et Shanken (1989) [344] et revisitée par Barillas et Shanken (2018) [54], permet de mesurer si les constantes des régressions sont conjointement et significativement différentes de zéro. Plus la statistique est faible et plus le modèle a de chance d'être validé selon un niveau de confiance donné. Notons $r_t = (r_{1,t}, \dots, r_{N,t})^\top : N \times 1$ les vecteurs de rentabilités mensuelles des variables dépendantes. $f_t = (f_{1,t}, \dots, f_{K,t})^\top : K \times 1$ les vecteurs de rentabilités mensuelles des facteurs explicatifs où $t = 1, \dots, T$. Nous produisons les estimations suivantes : $r_t = \alpha + \beta f_t + \epsilon_t$ où $\epsilon_t = (\epsilon_{1,t}, \dots, \epsilon_{N,t})^\top \sim \text{i.i.d} (0, \Sigma_\epsilon)$ est la matrice de variance-covariance des résidus $\Sigma_\epsilon : N \times N$. $\Omega_f : N \times N$ est la matrice de VCV des facteurs. Nous estimons respectivement : $\hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{\Omega}_f, \hat{\Sigma}_\epsilon$ et faisons l'hypothèse nulle selon laquelle $\mathcal{H}_0 : \alpha = 0$ avec $\hat{\mu}_f$ qui est le vecteur des moyennes de rentabilités des K variables explicatives. $GRS = \frac{T-N-K}{N} \times (1 + \hat{\mu}_f^\top \hat{\Omega}_f^{-1} \hat{\mu}_f)^{-1} \times (\hat{\alpha}^\top \hat{\Sigma}_\epsilon^{-1} \hat{\alpha}) \sim \mathcal{F}_{N, T-N-K}$. De nombreux modèles furent testés et les principaux sont présentés dans le tableau ci-dessous. En 1. le modèle du MÉDAF, en 2. celui à trois facteurs de Fama et French, en 3. le modèle à quatre facteurs de Fama-French-Carhart, en 4. le modèle à cinq facteurs de Fama et French et en 5. un modèle à deux facteurs intégrant la prime de risque associée à la notation extra-financière (BMG). Chaque panel comprend neuf stratégies qui vérifient respectivement l'indépendante intersection : notation extra-financière & ratio *book-to-market* (panel A), notation extra-financière & ratio de croissance de l'investissement (panel B) et notation extra-financière & ratio de rentabilité opérationnelle (panel C). $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \alpha_i$ est la moyenne arithmétique des constantes des régressions produites dans chaque panel. $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |\alpha_i|$ est la moyenne arithmétique des constantes en valeurs absolues des régressions produites dans chaque panel. Le terme $\hat{\alpha}^\top \hat{\Sigma}_\epsilon^{-1} \hat{\alpha}$ est, par construction, égal à la différence entre 1. le ratio de Sharpe au carré d'un portefeuille comprenant à la fois les variables à expliquer (Π_i) et les variables explicatives (f_i) et 2. le ratio de Sharpe au carré des variables explicatives seules (f_i). $Sh_{max}^2(\alpha_i) = \hat{\alpha}_i^\top \hat{\Sigma}_{\epsilon_i}^{-1} \hat{\alpha}_i$ et $Sh_{max}^2(\alpha_i) = Sh_{max}^2(\Pi_i, f_i) - Sh_{max}^2(f_i)$.

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + \epsilon_{i,t}$$

	GRS	$Sh_{max}(f)$	$Sh_{max}^2(f)$	$Sh_{max}(\Pi, f)$	$Sh_{max}^2(\Pi, f)$	$\hat{\alpha}_i^\top \hat{\Sigma}_{\epsilon_i}^{-1} \hat{\alpha}_i$	$\frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 \alpha_i$	$\frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 \alpha_i $	$\frac{T-N-K}{N}$	$1 + \hat{\mu}_f^\top \hat{\Omega}_f^{-1} \hat{\mu}_f$
Panel A	3,13	0,125	0,016	0,458	0,209	0,194	0,0046	0,0056	16,22	0,997
Panel B	3,06	0,125	0,016	0,452	0,205	0,189	0,0038	0,0046	16,22	0,997
Panel C	2,18	0,125	0,016	0,388	0,151	0,135	0,0013	0,0029	16,22	0,997

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + \epsilon_{i,t}$$

	GRS	$Sh_{max}(f)$	$Sh_{max}^2(f)$	$Sh_{max}(\Pi, f)$	$Sh_{max}^2(\Pi, f)$	$\hat{\alpha}_i^\top \hat{\Sigma}_{\epsilon_i}^{-1} \hat{\alpha}_i$	$\frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 \alpha_i$	$\frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 \alpha_i $	$\frac{T-N-K}{N}$	$1 + \hat{\mu}_f^\top \hat{\Omega}_f^{-1} \hat{\mu}_f$
Panel A	3,03	0,153	0,023	0,461	0,212	0,189	0,0043	0,0053	16,00	1,004
Panel B	2,82	0,153	0,023	0,446	0,199	0,176	0,0039	0,0048	16,00	1,004
Panel C	2,31	0,153	0,023	0,409	0,167	0,144	0,0013	0,0033	16,00	1,004

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + w_i(WML_t) + \epsilon_{i,t}$$

	GRS	$Sh_{max}(f)$	$Sh_{max}^2(f)$	$Sh_{max}(\Pi, f)$	$Sh_{max}^2(\Pi, f)$	$\hat{\alpha}_i^\top \hat{\Sigma}_{\epsilon_i}^{-1} \hat{\alpha}_i$	$\frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 \alpha_i$	$\frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 \alpha_i $	$\frac{T-N-K}{N}$	$1 + \hat{\mu}_f^\top \hat{\Omega}_f^{-1} \hat{\mu}_f$
Panel A	2,40	0,296	0,088	0,497	0,247	0,159	0,0064	0,0064	15,89	0,951
Panel B	1,89	0,296	0,088	0,462	0,213	0,125	0,0053	0,0053	15,89	0,951
Panel C	1,86	0,296	0,088	0,459	0,211	0,123	0,0032	0,0034	15,89	0,951

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + w_i(RMW_t) + c_i(AMC_t) + \epsilon_{i,t}$$

	GRS	$Sh_{max}(f)$	$Sh_{max}^2(f)$	$Sh_{max}(\Pi, f)$	$Sh_{max}^2(\Pi, f)$	$\hat{\alpha}_i^\top \hat{\Sigma}_{\epsilon_i}^{-1} \hat{\alpha}_i$	$\frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 \alpha_i$	$\frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 \alpha_i $	$\frac{T-N-K}{N}$	$1 + \hat{\mu}_f^\top \hat{\Omega}_f^{-1} \hat{\mu}_f$
Panel A	2,74	0,250	0,063	0,490	0,240	0,177	0,0073	0,0073	15,78	0,980
Panel B	2,35	0,250	0,063	0,463	0,214	0,152	0,0070	0,0070	15,78	0,980
Panel C	2,30	0,250	0,063	0,459	0,211	0,149	0,0038	0,0043	15,78	0,980

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(BMG_t) + \epsilon_{i,t}$$

	GRS	$Sh_{max}(f)$	$Sh_{max}^2(f)$	$Sh_{max}(\Pi, f)$	$Sh_{max}^2(\Pi, f)$	$\hat{\alpha}_i^\top \hat{\Sigma}_{\epsilon_i}^{-1} \hat{\alpha}_i$	$\frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 \alpha_i$	$\frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 \alpha_i $	$\frac{T-N-K}{N}$	$1 + \hat{\mu}_f^\top \hat{\Omega}_f^{-1} \hat{\mu}_f$
Panel A	1,98	0,166	0,028	0,389	0,152	0,124	0,0038	0,0048	16,11	0,993
Panel B	1,88	0,166	0,028	0,382	0,146	0,118	0,0032	0,0032	16,11	0,993
Panel C	1,19	0,166	0,028	0,320	0,102	0,074	0,0009	0,0032	16,11	0,993

FIGURE 5.19 – Statistiques du test de Durbin Watson par stratégie pour chaque modèle d'évaluation

Le test de Durbin et Watson (1950) cherche à détecter une autocorrélation des erreurs d'ordre 1 où $\epsilon_{j,t} = \alpha_j + \lambda_j \epsilon_{j,t-1} + u_{j,t}$. La statistique DW est comprise entre 0 et 4. L'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des erreurs est acceptée lorsque la valeur de cette statistique est proche de 2. Les zones désignées par le symbole ? représentent des zones d'ombre. dL , dU , $4 - dL$ et $4 - dU$ sont les valeurs critiques. Elles dépendent du nombre de facteurs explicatifs et du nombre d'observations. Les statistiques présentées dans le schéma ci-dessous sont distinguées par panel. Les points bleus correspondent aux stratégies issues du panel A, les rouges du panel B et les verts du panel C.

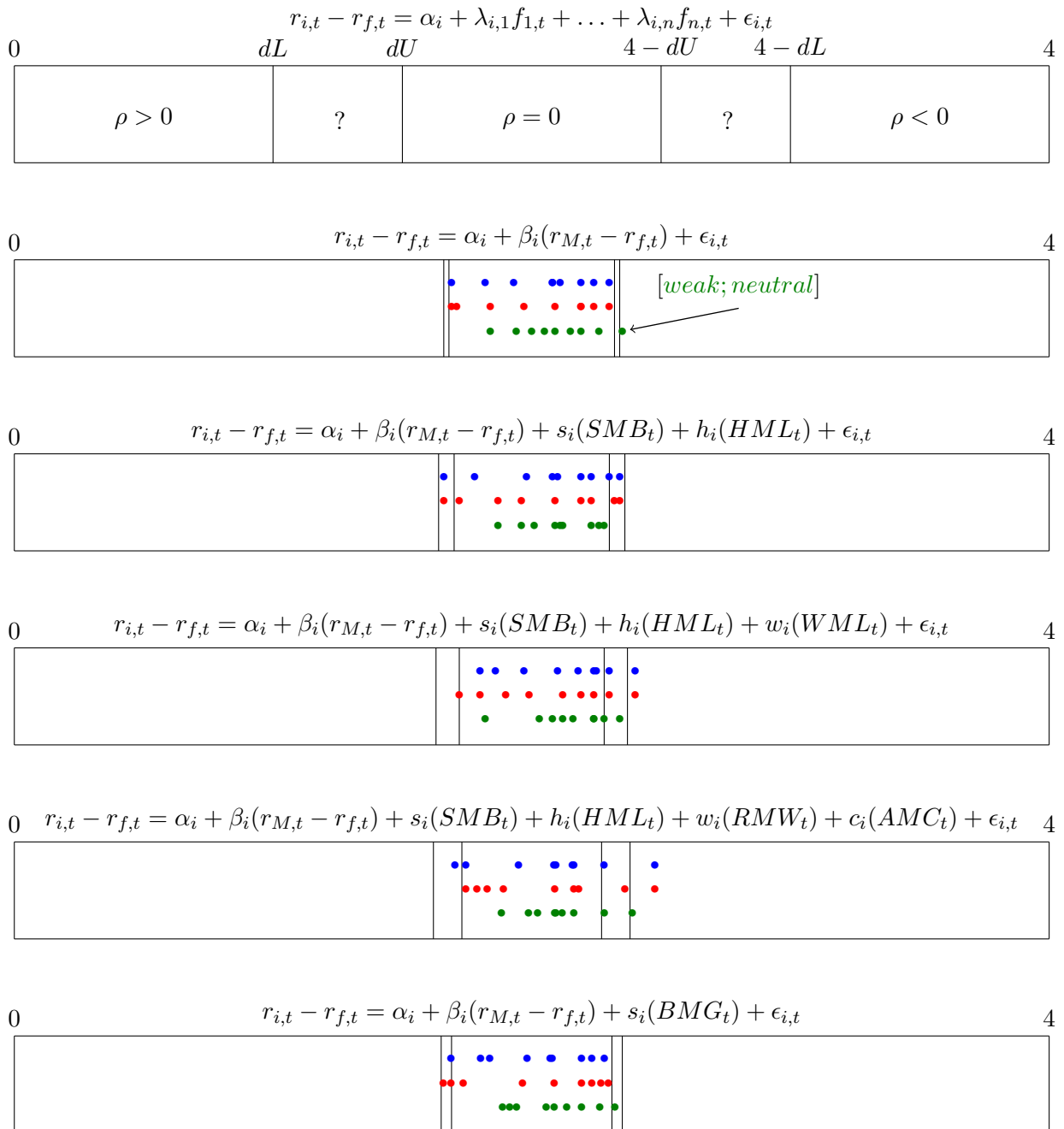


TABLE 5.70 – Régressions en coupe transversale des stratégies groupées par panel par la procédure de Fama-MacBeth : juin 2002 à mai 2015

La procédure de Fama et MacBeth (1973) [295] qualifiée de procédure en deux étapes relie la rentabilité des titres aux coefficients estimés de plusieurs primes de risque où $r_{i,t} - r_{f,t}$ est expliqué comme suit : $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i^1 f_{1,t} + \beta_i^2 f_{2,t} + \dots + \beta_i^k f_{k,t} + \epsilon_{i,t}$, on cherche à estimer les β^j où $j = 1, \dots, k$. Les coefficients de sensibilité affectés aux titres deviennent les variables indépendantes des régressions en coupe instantanée le mois suivant la période d'estimation chronologique avec $r_{i,t+1} = a_i + \lambda_i^1 \beta_{i,t}^1 + \lambda_i^2 \beta_{i,t}^2 + \dots + \lambda_i^k \beta_{i,t}^k + u_{i,t}$. Les coefficients de sensibilité sont en gras, les t statistiques sont indiqués en dessous de chaque coefficient et sont illustrés par un système d'étoiles où $*p < 0, 1$; $**p < 0, 05$; $***p < 0, 01$. Petersen (2009) [589] recommande que les estimations soient corrigées par la procédure de Newey-West afin de ne pas subir les effets d'autocorrélation. Les estimations sont conduites par la méthode des moments généralisée en ligne avec Cochrane (2009) [159].

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + \epsilon_{i,t}$$

	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \alpha_i$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \beta_i^{rM-rf}$	
Panel A	0,00	***	0,02	***
t-stat.	-5,38		23,65	
Panel B	0,01	***	0,00	**
t-stat.	21,11		2,04	
Panel C	0,01	***	-0,01	***
t-stat.	13,40		-3,68	

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + \epsilon_{i,t}$$

	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \alpha_i$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \beta_i^{rM-rf}$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N s_i^{smb}$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N h_i^{hml}$	
Panel A	0,02	***	-0,01	***	0,01	***	0,01	***
t-stat.	28,49		-10,46		23,44		46,76	
Panel B	-0,04	***	0,07	***	0,00		0,01	***
t-stat.	44,30		-5,67		-1,18		17,03	
Panel C	0,02	***	0,00	***	0,01	***	-0,01	***
t-stat.	17,12		-2,40		23,98		-18,76	

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + w_i(WML_t) + \epsilon_{i,t}$$

	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \alpha_i$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \beta_i^{rM-rf}$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N s_i^{smb}$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N h_i^{hml}$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N w_i^{wml}$	
Panel A	0,02	***	-0,02	***	0,01	***	0,01	***	0,00	***
t-stat.	43,34		-18,53		23,43		44,29		7,26	
Panel B	-0,02	***	0,05	***	-0,07	**	0,02	***	0,05	***
t-stat.	-29,29		67,81		1,98		36,00		73,23	
Panel C	0,02	***	-0,01	***	0,01	***	-0,01	***	0,00	
t-stat.	22,16		-7,80		30,43		-34,18		0,32	

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + w_i(RMW_t) + c_i(AMC_t) + \epsilon_{i,t}$$

	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \alpha_i$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \beta_i^{rM-rf}$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N s_i^{smb}$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N h_i^{hml}$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N m_i^{rmw}$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N c_i^{amc}$	
Panel A	0,03	***	-0,02	***	0,01	***	0,01	***	0,00	***	0,00	
t-stat.	38,13		-16,89		18,01		58,05		-16,58		1,47	
Panel B	-0,03	***	0,08	***	0,00	***	-0,01	***	-0,01	***	0,01	***
t-stat.	-53,48		74,62		6,35		-20,30		-34,70		66,51	
Panel C	-0,01	***	0,03	***	-0,01	***	0,00	***	0,01	***	0,00	***
t-stat.	1,20		4,25		-14,21		11,11		19,60		-26,61	

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + b_i(BMG_t) + \epsilon_{i,t}$$

	$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \alpha_i$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \beta_i^{rM-rf}$		$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N b_i^{bmg}$	
Panel A	0,00	***	0,02	***	0,01	***
t-stat.	-7,78		27,56		4,72	
Panel B	0,01	***	0,00		0,01	***
t-stat.	15,00		-1,47		8,12	
Panel C	0,01	***	0,01	***	-0,03	***
t-stat.	9,70		7,04		-18,51	

TABLE 5.71 – Régression en séries temporelles de chaque variable indépendante par les autres facteurs explicatifs : juin 2002 à mai 2015

Le tableau ci-dessous présente l'ensemble des variables explicatives mobilisées dans ce chapitre. Chacune est expliquée par le reste des facteurs afin de tester les relations existantes entre elles. Le test VIF (Variance Inflation Factor) visant à détecter les potentielles multicollinéarités au sein d'un groupe de variables est présenté. Les variables explicatives sollicitées sont : $r_M - r_f$, la prime de risque du marché français, SMB , HML , RMW , AMC et QMJ sont respectivement l'effet de substance, l'effet de rentabilité opérationnelle et l'effet d'investissement inverse et enfin, l'effet qualité.

	Variables dépendantes																
	SMB	HML	RMW	CMA	WML	BMG	RMW	CMA	WML	BMG	WML	BMG	SMB	HML	WML	BMG	
$\beta_i^{r_M - r_f}$	-0,034	0,190***	-0,134***	-0,055***	-0,365***	0,415***	-0,057***	-0,121***	-0,291***	0,408***	-0,112*	0,389**	-0,053	0,125***	-0,148**	0,328**	0,14
s_i^{smb} (SMB)							0,032	-0,110**	0,174	1,031***	0,240*	1,060***					
h_i^{hml} (HML)							0,05	0,05	0,15	0,33	0,14	0,34					
w_i^{rmw} (RMW)							-0,403***	0,325***	-0,357**	0,222	-0,191	-0,041					
c_i^{cma} (CMA)							0,05	0,05	0,16	0,34	0,19	0,44					
α_i	0,002	0,001	0,004***	0,002*	0,011***	0,009	0,004***	0,002**	0,011***	0,007	0,004	0,009	0,003	0,002*	0,004	0,002	0,012
	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01
R ²	0,01	0,25	0,24	0,05	0,23	0,08	0,48	0,25	0,26	0,14	0,39	0,14	0,03	0,53	0,38	0,09	0,09
Adjusted R ²	0,00	0,24	0,24	0,04	0,23	0,07	0,47	0,24	0,24	0,12	0,37	0,11	0,01	0,52	0,37	0,07	0,07
Test VIF	1,00	1,32	1,31	1,05	1,29	1,08	1,88	1,31	1,32	1,14	1,59	1,13	1,01	2,07	1,58	1,07	1,07

Note : *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Conclusion générale

Le modèle d'équilibre des actifs financiers offre une description chronologique satisfaisante des rentabilités moyennes jusqu'au milieu des années 1980. Dans le cadre où les prix des actifs suivent un processus de marche aléatoire (Fama, 1965a [222]), les rentabilités sont, par construction, non prédictibles. Le message de Markowitz (1952) [522] et de Sharpe (1964) [638] est clair. Dans un avenir incertain, un choix s'impose à l'investisseur : investir en vue d'obtenir à terme, une faible rentabilité pour un risque inexistant ou accepter de prendre un risque pour une espérance de gain supérieure. Les meilleures performances affichées par quelques gérants face à divers indices boursiers s'expliquent lorsqu'elles sont corrigées du risque systématique du marché (β). En cela, les marchés financiers apparaissent informationnellement efficaces, tout au moins dans une forme faible (Fama, 1970 [224]). La nécessité de tester l'hypothèse d'efficience a poussé Fama (1970) [224] à distinguer trois degrés d'efficience. Les critiques de Roll (1977) [617] ont conduit les tests empiriques vers une validation conjointe de la théorie de l'efficience du portefeuille de marché et du MÉDAF *ex post*. C'est, par exemple, dans cette démarche que Gibbons, Ross et Shanken (1989) [344] et Barillas et Shanken (2018) [54] proposent un test visant à accepter ou non un modèle. Dans un contexte d'échecs empiriques du modèle de marché, la communauté scientifique se divise. Certains voient dans les anomalies des marqueurs d'inefficience, tandis que d'autres les interprètent comme des facteurs de risque et maintiennent la validité de l'hypothèse jointe. L'école de Chicago atteste ainsi que ces anomalies résultent de plusieurs sources de risque que le seul β , n'intègre pas. Le risque est, selon elle, multidimensionnel. C'est par cette conception du risque qui provient du modèle de Ross (1976) [621] et de leurs précédents travaux (Fama et French, 1992 [260]) que

Fama et French (1993) [261] développent un modèle *ad-hoc* à trois (1993) [261] puis à cinq facteurs (2015) [281]. Malgré l'absence de cadre théorique clair, leurs modèles offrent une alternative de nature multifactorielle au MÉDAF sous la formulation de variables exogènes explicites issues d'une démarche inductive. Leur carence en fondements théoriques maintient néanmoins le doute quant à leur crédibilité sur le plan économique. L'interrogation posée dans cette thèse est la suivante : les modèles *ad-hoc* peuvent-ils gagner une forme de légitimité auprès, de la communauté financière, en intégrant des contenus informationnels larges et en apparaissant comme des solutions empiriquement adéquates et efficaces pour l'estimation du risque des actifs ?

Nos travaux de recherche conduisent à des résultats permettant de dégager plusieurs conclusions. Associer le β à d'autres primes de risque améliore la description des rentabilités des actions françaises et européennes en séries chronologiques ainsi qu'en coupe transversale. En effet, le modèle de marché produit un pouvoir explicatif disparate, et ce, plus particulièrement, lorsqu'il s'agit de portefeuilles comprenant de petites capitalisations. En plus des combinaisons de facteurs proposées par nos soins, nous mobilisons le modèle de Fama et French à trois facteurs (1993) [261], le modèle de Carhart à quatre facteurs (1997) [129], le modèle à trois facteurs de Hou, Xue et Zhang (2015) [414] qui ajoute à la prime de risque du marché les facteurs *profitability* et *investment* documentés par Chen, Novy-Marx et Zhang (2010) [144], Aharoni, Grundy et Zeng (2013) [5], Hou, Xue et Zhang (2017) [415] et Hou, Mo, Xue et Zhang (2018) [410], (2019) [411]. Nous avons utilisé le modèle à cinq facteurs de Fama et French (2015) [281], (2016b) [283], (2017) [284], (2018a) [285], (2018c) [286], (2018d) [287], (2019) [288] ainsi que les modèles reposant sur le facteur de qualité attribuable à Asness, Frazzini et Pedersen (2019) [30] et Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz et Pedersen (2018) [29]. Ces modèles constituent des références et permettent la comparabilité de nos résultats avec ceux de la littérature.

Sur le plan des contributions théoriques, le premier chapitre présente les fondements de l'hypothèse jointe d'efficience de Fama (1970) [224] et fournit une synthèse des travaux et des débats qui ont animé ce champ depuis de nombreuses décennies. Le deuxième chapitre se concentre sur les échecs empiriques du MÉDAF. Il organise les développements

théoriques, d'une part, et les tentatives de justification économique des anomalies, d'autre part. Cette présentation a pour objectif de comprendre la diversité d'opinions suscitées. Parmi ces dernières, une synthèse des arguments formulés par la finance comportementale montre que ce champ apporte beaucoup dans la compréhension de l'évolution des marchés financiers. Ils constituent un prisme d'analyse alternatif à la logique multidimensionnelle qui sous-tend les travaux de l'école de Chicago. Au regard des investissements socialement responsables, nous mettons en exergue qu'il existe trois principaux cadres d'analyse dans la littérature visant à appréhender la relation entre la performance financière et la performance sociale, dans une acception large. Nous montrons que les modèles multifactoriels reposent sur des variables qui semblent généralisables selon les places financières. Elles peuvent être aussi bien adaptées à l'échelle globale qu'à l'échelle régionale (marchés européens) ou encore à l'échelle nationale (marché français). Nous mettons en avant que ces primes de risque sont pourtant critiquables et peuvent être parfois réfutées. Néanmoins, ces dernières offrent un espace d'expression à une importante diversité de contenus informationnels perçus comme des facteurs de risque par les investisseurs. Les contenus informationnels que les variables explicatives approximent, dans la littérature, sont en très grande majorité de nature comptable ou financière. La notation extra-financière constitue une information non seulement intégrée dans les cours, mais l'influence de surcroît. À l'instar de la méthodologie de Fama et French (1992) [260], (1993) [261] et (2015) [281], un facteur de risque est construit afin d'estimer la portion du risque imputable à une faible notation extra-financière pour les titres européens. Nous observons que ce risque n'est pas capté par le β du marché. Nous validons, de fait, l'hypothèse multidimensionnelle du risque par l'acceptation, sur la base économétrique, d'un modèle dont l'objet est de fournir des analyses en séries chronologiques ainsi qu'en coupe transversale des rentabilités *ex post*. En cela, le marché européen, sur la période 2002-2015, est informationnellement efficient dans une forme semi-forte (Fama, 1970 [224]). Nos résultats indiquent que les titres socialement responsables sont moins rentables, car moins risqués.

Une interrogation est menée concernant le caractère restrictif de la formulation du MÉDAF qui repose sur seulement deux paramètres. Nous montrons que les co-moments

d'ordres trois et quatre peuvent être mobilisés pour produire des stratégies d'investissement susceptibles de produire des portions de rentabilité non expliquées par le MÉDAF. Si les facteurs de risque construits pour approximer respectivement le co-skewness et le co-kurtosis n'offrent pas un pouvoir explicatif supplémentaire, il apparaît qu'ils fournissent un contenu informationnel influençant les cours. Le modèle de Fama et French à cinq facteurs (2015) [281] parvient à expliquer les rentabilités de ces stratégies en coupe transversale, mais échoue en séries chronologiques. Les facteurs de risque proposés par ces auteurs semblent capter l'apport marginal informationnel imputable aux deux co-moments. En cela, les modèles *ad-hoc* fournissent non seulement un pouvoir explicatif supérieur, mais constituent, sur les marchés français et européens, un outil d'estimation du risque plutôt fiable.

La notion d'équilibre sur laquelle Fama (1976) [229] insiste, indique dans la formulation théorique du MÉDAF, comment les investisseurs doivent réagir, sous hypothèse de rationalité et d'aversion pour le risque. En cela, le MÉDAF est un modèle normatif qui représente une formulation théorique des rentabilités *ex ante*. Or, le recours à des données historiques, pour les tests empiriques, nous prive de toute conclusion univoque sur la validation ou non du MÉDAF. Si le caractère normatif et inflexible du MÉDAF constitue une problématique importante, elle suggère qu'il faille chercher des alternatives. À défaut d'une version normative de « comment les investisseurs doivent réagir », il convient d'essayer de comprendre l'attitude des opérateurs de marché dans un univers risqué. Malgré leurs carences en fondements théoriques, les modèles *ad-hoc* approximent, à travers une description empirique, la relation entre la rentabilité et le risque.

Sur le plan managérial, les résultats obtenus selon les combinaisons de facteurs constituent une base de comparaison. Les différents modèles testés fournissent des performances explicatives différentes et sont, selon les marchés, ou selon les stratégies d'investissement, mobilisables ou non. En d'autres termes, la hiérarchisation des combinaisons de facteurs, à partir de leurs pouvoirs explicatifs ainsi qu'à partir de critères comme la significativité des ordonnées à l'origine, permet de formuler un axe prescriptif. Quels modèles pour ce marché et pour cette typologie d'actifs financiers ? Cette dimension prescriptive n'altère

toutefois pas le caractère généralisable des modèles. Les marchés n'offrent, en effet, pas le même degré d'efficacité. Certains facteurs semblent mieux fonctionner sur quelques places financières comme le facteur « *investment* » ce qui peut être dû à des spécificités structurelles ou bien à diverses frictions comme des coûts de transaction élevés, des coûts importants concernant l'obtention de nouvelles informations ou encore une taxation élevée des plus-values. Dans le cadre des investissements socialement responsables, notre modèle à deux variables, qui intègre le facteur BMG pour « *Bad minus Good* » revêt un intérêt direct pour l'investisseur. Il peut s'appréhender comme un outil de mesure de performance, mais surtout d'évaluation du coût du capital pour le champ de la finance d'entreprise. En dépit de sa dimension parcimonieuse avec seulement deux variables indépendantes, son pouvoir explicatif moyen est plus élevé que ceux des autres combinaisons de facteurs. En d'autres termes, il n'offre pas un pouvoir explicatif supérieur pour toutes les stratégies d'investissement, mais offre un pouvoir explicatif moyen élevé et moins erratique selon les variables à expliquer. Ce modèle se démarque par l'originalité de son contenu informationnel. Les autres primes mobilisées sont construites sur la base de critères comptables et financiers qui approximent une typologie de risque différente. À l'instar des autres variables indépendantes, le facteur BMG reste de nature empirique. Ce dernier est produit selon plusieurs méthodologies et montre une certaine constance dans les résultats obtenus. En cela, le facteur BMG est robuste statistiquement. Ce dernier jouit également d'un cadre théorique plus solide que les facteurs standards. En effet, la construction de ce facteur est issue d'une véritable démarche hypothético-déductive. Le risque qu'il approxime n'est pas capté par le β du marché ce qui l'amène à se revendiquer comme un risque non diversifiable à part entière.

L'interprétation économique de la prime BMG reste toutefois délicate. Nos conjectures trouvent des explications alternatives issues de la finance comportementale. La préférence des investisseurs pour les titres socialement responsables conduit mécaniquement à leur surévaluation. *A contrario*, l'attractivité moindre des actions non responsables suppose une exigence de rentabilité supérieure. À supposer que les agents économiques soient averses au risque ; si deux actifs présentent un risque systématique similaire mesuré par

leurs β , et que l'un d'eux parvient à maintenir son cours boursier en phase de baisse du marché, le titre socialement plus responsable trouvera un public d'acheteurs plus large augmentant mécaniquement son prix. La finance comportementale offre des axes de réflexion prometteurs. L'étude du comportement des investisseurs est un sujet d'étude tout à fait pertinent pour appréhender et comprendre les mécanismes de formation des prix sur les marchés. Quelles sont les raisons pour lesquelles un opérateur cède rapidement ses positions gagnantes et maintient, *a contrario* trop longtemps, celles perdantes ?

Sur le plan de la contribution méthodologique, en l'absence de standard dans la littérature, nous proposons, dans le chapitre trois, deux mesures respectivement pour le co-skewness et pour le co-kurtosis. Ces deux mesures s'appliquent à des titres individuels. À partir de celles-ci, des portefeuilles pondérés par capitalisation sont construits et utilisés *in fine* comme variables dépendantes et indépendantes. Nos résultats demeurent sensibles à la méthodologie de calcul appliquée. Notre approche est similaire à celle de Fama et French (1993) [261] et (2015) [281] et vise à neutraliser, autant que possible, les biais méthodologiques et offre une base homogène de comparaison des modèles.

Cette thèse participe au débat sur l'analyse des rentabilités des actifs financiers et de leurs relations avec diverses primes de risque. Elle apporte de nombreux éclairages sur les marchés européens et français. Les modèles *ad-hoc*, que nous avons recommandés, constituent des outils de gestion imparfaits, mais peuvent apparaître satisfaisants en matière de gestion collective. Appréhender les dimensions qui composent le risque d'un actif financier participe à analyser plus finement les performances des fonds d'investissement et permet d'apprécier plus précisément la performance des gérants.

Fama (1970) [224] fournit une contribution majeure en hiérarchisant l'efficience selon trois degrés distincts. Sa contribution repose sur la désuniformisation de l'information, car à travers ces trois formes, la compréhension d'une information est amendée. Les prix intègrent non pas une information unifiée, mais toutes les informations. De cet ancrage théorique, la modélisation multifactorielle du risque des actifs financiers conduit à appréhender autrement les marchés. Les résultats de ce travail de recherche s'inscrivent dans la corroboration de l'hypothèse jointe. Bien qu'imparfaits, les modèles *ad-hoc* fournissent

un instrument adéquat qui permet d'intégrer des contenus informationnels disparates et larges. L'observation de performances hétérogènes des facteurs de risque, selon les marchés, ne remet pas en cause les effets de certaines stratégies d'investissement comme l'effet taille. Plusieurs de ces effets considérés, selon l'école de Chicago, comme des risques non diversifiables apparaissent généralisables aux différentes places financières. Sur l'idée que l'hypothèse multidimensionnelle du risque est valide, le caractère généralisable des primes de risque met en exergue que la globalisation des marchés financiers semble participer positivement à les rendre plus efficaces.

Annexes

7.1 Les estimations par la Méthode des Moments Généralisée (MMG)

La méthode des moments généralisée (MMG) est une méthode économétrique visant à estimer les paramètres d'un modèle en s'appuyant sur un nombre de conditions relatives à ses moments. La méthode demeure plus couramment utilisée pour des modèles semi-paramétriques pour lesquels le paramètre étudié est de dimension finie, mais pour lesquels la forme de la fonction de distribution n'est pas toujours connue rendant, par voie de conséquence, l'estimation par maximum de vraisemblance inapplicable. Elle fut développée par Hansen (1982) [380].

Les méthodes d'estimation des modèles économétriques paramétriques peuvent être classées en deux catégories. 1. Les estimateurs qualifiés de M -estimateurs où M correspond soit à une minimisation, soit à une maximisation de la fonction critère de la forme : $\sum_{t=1}^T f(y_t, x_t, \theta)$. Notons respectivement, y_t , x_t et θ , un vecteur de variables endogènes, un vecteur de variables exogènes et un vecteur de paramètres de taille p . On note, également, $f(\cdot)$ qui est une fonction dérivable selon θ . 2. La seconde catégorie est basée sur la méthode des moments. Le principe de cette approche consiste à introduire un ensemble de paramètres auxiliaires, facilement estimables, et d'estimer les paramètres d'intérêt à partir de ces paramètres auxiliaires. La méthode montre, par ailleurs, qu'avec un nombre plus élevé de paramètres auxiliaires que de paramètres d'intérêt, la précision des estimateurs des moments augmente. Notons ω_t , un ensemble de variables aléatoires de dimension s , θ un vecteur de paramètres inconnus de dimension p et $h(\omega_t, \theta)$, un vecteur de fonctions de

dimension q . L'ensemble de variables aléatoires (ω_t) est supposé stationnaire. On note u_t , le terme d'erreur associé aux conditions sur les moments dans lesquelles θ_0 est la « vraie » valeur du paramètre θ . Les restrictions sur les moments sont les suivants : $\mathbb{E}_0[h(\omega_t, \theta_0)] = 0$ et correspondent aux conditions d'orthogonalité.

Le paramètre θ_0 correspond au paramètre d'intérêt qui est la « vraie loi » des observations ω_t où $t = 1, \dots, T$. La problématique liée à l'estimation de ce paramètre peut être résolue par l'intermédiaire d'un ensemble de paramètres estimables : lesdits paramètres auxiliaires. Ces derniers sont reliés aux paramètres d'intérêt par un système d'équations implicites : les équations *estimantes*. Le système doit toutefois vérifier des contraintes d'identification. Le nombre de paramètres auxiliaires doit être au moins égal au nombre de paramètres d'intérêt ce qui revient à dire que le nombre de contraintes indépendantes q doit être supérieur ou égal au nombre de paramètres à déterminer p .

Dans le cadre d'un modèle noté :

$$y_t = \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 x_t + \theta_3 + u_t \quad (7.1.0.1)$$

où x_t est une variable exogène de dimension 1 et u_t un terme d'erreur. Une condition est imposée à ce terme :

$$\mathbb{E}_0[u_t | y_{t-1}, x_t] = 0 \quad (7.1.0.2)$$

Avec $\mathbb{E}_0[h(\omega_t, \theta_0)] = 0$ et où $\omega_t = (\theta_1, \theta_2, \theta_3)$ soit :

$$\begin{cases} \mathbb{E}_0[(y_t - \theta_1 y_{t-1} - \theta_2 x_t - \theta_3) y_{t-1}] = 0 \\ \mathbb{E}_0[(y_t - \theta_1 y_{t-1} - \theta_2 x_t - \theta_3) x_t] = 0 \\ \mathbb{E}_0[(y_t - \theta_1 y_{t-1} - \theta_2 x_t - \theta_3)] = 0 \end{cases} \quad (7.1.0.3)$$

Pour toute valeur admissible de θ , la moyenne empirique de $h(\omega_t, \theta)$ converge vers sa « vraie » valeur.

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T h(\omega_t, \theta) = \mathbb{E}_0[h(\omega_t, \theta_0)] = 0 \quad (7.1.0.4)$$

Si $q \geq p$, les restrictions sur les moments représentent un ensemble d'informations suffisant pour estimer θ . La contrepartie empirique prend une forme familière dans la littérature concernant cette méthode d'estimation et s'écrit $g_T(\omega_t, \theta)$. Il s'agit de la moyenne empirique sur l'échantillon de dimension T .

$$g_T(\hat{\omega}_t, \theta) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T h(\omega_t, \theta) \quad (7.1.0.5)$$

Où $\hat{\omega}_t = \{\omega_1, \dots, \omega_t\}$. Est attendu que $\hat{\theta}_T$ soit une valeur de θ qui rend le moment empirique $g_T(\hat{\omega}_t, \theta)$ aussi proche que possible de zéro. Cet estimateur est la valeur de θ minimisant la forme quadratique suivante :

$$\mathcal{J}_T(\theta) = g_T(\hat{\omega}_t, \theta)^\top W_T g_T(\hat{\omega}_t, \theta) \quad (7.1.0.6)$$

La méthode des moments généralisée possède de nombreux avantages. Cette dernière englobe, en effet, un grand nombre d'estimateurs usuels comme :

- les Moindres Carrés Ordinaires
- les Variables Instrumentales et Doubles Moindres Carrés
- les Moindres Carrés non Linéaires
- le Maximum de vraisemblance.

Prenons, par exemple, la méthode des moindres carrés ordinaires qui demeure la méthode d'estimation la plus courante dans la littérature. Considérons le modèle :

$$y_t = x_t^\top \beta_0 + u_t \quad (7.1.0.7)$$

Soit, x_t un vecteur de variables explicatives de dimension $(k, 1)$. On suppose que la « vraie » valeur de β est égale à β_0 . L'hypothèse centrale justifiant le recours aux MCO est la propriété d'orthogonalité des résidus théoriques par rapport aux facteurs explicatifs *i.e.* $\mathbb{E}[x_t, u_t] = 0$. Pour ce qui est de la « vraie » valeur de β_0 , on a $\mathbb{E}[x_t(y_t - x_t^\top \beta_0)] = 0$. Il s'agit d'un système de k conditions d'orthogonalité. Notons $w_t = (y_t x_t^\top)^\top$ et $\theta = \beta$.

$$h(\theta, \omega_t) = x_t(y_t - x_t^\top \beta) \quad (7.1.0.8)$$

$$\mathbb{E}[h(\theta_0, \omega_t)] = 0 \quad (7.1.0.9)$$

L'estimateur des MMG revient à déterminer $\hat{\theta}_T$ tel que :

$$g(Y_T, \hat{\theta}_T) = 0 \quad (7.1.0.10)$$

$g(Y_T, \theta) = 0$ désigne le vecteur des moments empiriques correspondant aux k conditions d'orthogonalité.

$$g(Y_T, \theta) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T h(\theta, \omega_t) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t(y_t - x_t^\top \beta) \quad (7.1.0.11)$$

Nous avons mentionné (équation 7.1.0.10) que $g(Y_T, \hat{\theta}_T) = 0$. Le système à résoudre est le suivant :

$$g(Y_T, \hat{\theta}_T) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t(y_t - x_t^\top \hat{\beta}_T) = 0 \quad (7.1.0.12)$$

$$\sum_{t=1}^T x_t y_t = [x_t x_t^\top] \hat{\beta}_T \quad (7.1.0.13)$$

$$\hat{\beta}_T = [x_t x_t^\top]^{-1} \sum_{t=1}^T x_t y_t = \hat{\beta}^{mco} \quad (7.1.0.14)$$

À partir de cette égalité, nous montrons que l'on retrouve l'estimateur des MCO ($\hat{\beta}^{mco}$). À la question de savoir si les études empiriques seront menées à l'aide des MMG, la réponse est oui. Toutefois, nous ne négligeons pas les estimations réalisées par les MCO par souci d'homogénéité méthodologique avec ce qui fut développé dans la littérature.

Table des matières

Remerciements	7
Sommaire	10
Liste des tableaux	12
Table des figures	18
Introduction générale	20
Chapitre 1 : Les fondements théoriques de l’hypothèse d’efficience des marchés : les enseignements issus de la littérature financière et économique	30
1.1 Introduction	30
1.2 Une synthèse de la théorie de l’efficience informationnelle des marchés	31
1.2.1 Le problème de l’hypothèse jointe de Fama	34
1.2.2 La forme faible de l’efficience	40
1.2.3 La forme semi-forte de l’efficience	43
1.2.4 La forme forte de l’efficience	45
1.2.5 Une définition fragile de l’efficience	47
1.3 Les fondements théoriques du MÉDAF	51
1.4 Les faiblesses empiriques du modèle de marché	53
1.5 Le modèle intertemporel d’évaluation des actifs financiers fondé sur la consommation	56
1.6 L’énigme des primes de risque de Mehra et Prescott	58
1.7 Les tests et les applications empiriques en vue de sélectionner un modèle	60
1.7.1 La distance de Hansen et Jagannathan (1997)	60
1.7.2 Les régressions en coupe transversale des rentabilités par la procédure en deux étapes de Fama-MacBeth	63
1.7.3 Le test de Gibbons, Ross et Shanken et ses extensions à partir du ratio de Sharpe	65
1.7.3.1 Une approche relative à un modèle mono-factoriel	65
1.7.3.2 Une approche alternative propre aux modèles multifactoriels	67
1.8 Conclusion	73
Chapitre 2 : Le cadre théorique des modèles multifactoriels : anomalies ou prime de risque ?	76
2.1 Introduction	76
2.2 Les principales anomalies-primes de marché	77
2.2.1 L’effet taille (<i>size effect</i>)	77

2.2.2	L'effet qualité (<i>quality effect</i>)	83
2.2.3	L'effet liquidité (<i>liquidity effect</i>)	87
2.2.4	L'effet associé aux valeurs de substance (<i>value effect</i>)	88
2.2.5	L'effet de rentabilité brute (<i>gross profitability effect</i>)	92
2.2.6	L'effet d'investissement (<i>investment effect</i>)	95
2.2.7	L'effet momentum	99
2.3	L'approche multifactorielle du risque des actifs	100
2.4	Le MÉDAF et les co-moments d'ordres supérieurs à deux	106
2.5	Les contributions de la finance comportementale dans la compréhension des marchés financiers	114
2.5.1	La théorie des perspectives	115
2.5.2	Les heuristiques mentales	116
2.5.2.1	L'heuristique de représentativité	116
2.5.2.2	L'heuristique de disponibilité	117
2.5.2.3	L'heuristique d'ancrage	118
2.5.3	Les biais comportementaux	118
2.5.4	La surréaction des investisseurs sur un horizon de long terme	119
2.5.5	Les développements de la finance comportementale suite aux travaux de Kahneman et Tversky	120
2.6	Les principales erreurs d'estimation inhérentes aux modèles d'évaluation	122
2.6.1	Le biais du survivant	122
2.6.2	La méthode « <i>Buy and Hold Abnormal Return</i> »	125
2.6.3	Le « <i>data-mining</i> » ou tamisage des données	126
2.7	Le contenu informationnel de la notation extra-financière est-il intégré dans les cours ?	127
2.8	Conclusion	132
2.9	Annexes du chapitre 2	135

Chapitre 3 : Une approche multifactorielle du risque dans les modèles *ad-hoc* : le cas français 141

3.1	Introduction	141
3.2	Méthodologie	143
3.2.1	L'échantillon français	143
3.2.2	La construction des facteurs explicatifs français	145
3.2.3	La construction des portefeuilles utilisés comme variables dépendantes	150
3.3	Les résultats empiriques : analyse des variables dépendantes et des facteurs explicatifs sur le marché français	151
3.3.1	Analyse des statistiques descriptives des vecteurs de rentabilités mensuelles des variables dépendantes	151
3.3.2	Analyse des statistiques descriptives des vecteurs de rentabilités mensuelles des facteurs explicatifs français	155
3.3.3	Expliquer un facteur explicatif donné par les autres facteurs explicatifs	161
3.4	Les résultats des régressions en séries chronologiques par panel pour chaque modèle : le cas français, janvier 1990 à juin 2016	167
3.4.1	Les résultats des régressions en séries chronologiques par le MÉDAF <i>ex post</i>	167
3.4.2	Les résultats des régressions en séries chronologiques à l'aide de modèles <i>ad-hoc</i> français	171

3.4.3	Le pouvoir explicatif des modèles français mesuré par le coefficient de détermination : janvier 1990 à juin 2016	178
3.4.4	Le facteur qualité : un outil de résurrection de l'effet taille ou un paramètre structurellement corrélé sans relation de causalité?	180
3.4.5	L'application du test GRS à destination du marché français	184
3.5	Les résultats des régressions en coupe transversale	187
3.6	Les résultats des régressions par la procédure de Fama-MacBeth avec le MÉDAF	187
3.6.1	Les résultats des régressions par la procédure de Fama-MacBeth avec les modèles ad-hoc	189
3.7	Conclusion	191
3.8	Annexes du chapitre 3	193
Chapitre 4 : Les modèles d'évaluation des actifs financiers et les co-moments d'ordres supérieurs à deux appliqués au cas français		217
4.1	Introduction	217
4.2	Méthodologie	219
4.2.1	La construction des paramètres γ et ψ	219
4.2.2	La construction des variables dépendantes sur la base des mesures du co-skewness et du co-kurtosis	220
4.2.3	La construction des facteurs explicatifs sur la base des mesures du co-skewness et du co-kurtosis	222
4.3	Les résultats empiriques : les variables dépendantes et les facteurs explicatifs construits sur la base du co-skewness et du co-kurtosis	223
4.3.1	L'analyse des statistiques descriptives des variables dépendantes	223
4.3.2	Analyse des statistiques descriptives des vecteurs de rentabilités mensuelles des facteurs explicatifs	226
4.4	Les résultats des régressions en séries chronologiques pour chaque stratégie selon les modèles d'évaluation des actifs financiers	228
4.4.1	Le pouvoir explicatif des modèles français mesuré par le coefficient de détermination : janvier 1990 à juin 2016	232
4.4.2	Statistiques du test de Gibbons, Ross et Shanken (GRS) à destination du marché français : janvier 1990 à juin 2016	234
4.5	Les résultats des régressions en coupe transversale par la procédure de Fama-MacBeth par panel pour chaque combinaison de facteurs explicatifs	235
4.6	Conclusion	239
4.7	Annexes du chapitre 4	241
Chapitre 5 : Notation extra-financière et marchés financiers : quelle prime de risque dans un modèle à facteurs ?		272
5.1	Introduction	272
5.2	Méthodologie	273
5.2.1	Échantillon européen	273
5.2.2	Construction des stratégies d'investissement utilisées comme variables dépendantes	274
5.2.3	Construction des stratégies d'investissement utilisées comme facteurs explicatifs	275
5.3	Les résultats empiriques : analyse des variables dépendantes et des facteurs explicatifs	276

5.3.1	Statistiques descriptives des variables dépendantes selon leurs seules notations extra-financières	276
5.3.2	Statistiques descriptives des stratégies du panel A croisant notation extra-financière et ratio <i>book-to-market</i>	277
5.3.3	Statistiques descriptives des stratégies du panel B croisant notation extra-financière et degré d'investissement	277
5.3.4	Statistiques descriptives des stratégies du panel C croisant notation extra-financière et ratio de rentabilité opérationnelle	278
5.3.5	Statistiques descriptives des facteurs explicatifs	279
5.4	Les résultats des régressions en séries chronologiques groupés par panel pour chaque modèle testé sur le marché européen	281
5.4.1	Analyse des résultats des régressions en séries temporelles par logique de tranches selon le classement de la notation extra-financière indépendamment du paramètre croisé	282
5.4.2	Résultats des régressions en séries temporelles du panel A regroupant le double classement notation extra-financière et ratio <i>book-to-market</i>	285
5.4.3	Résultats des régressions en séries temporelles du panel B regroupant le double classement notation extra-financière et degré d'investissement	287
5.4.4	Résultats des régressions en séries temporelles du panel C regroupant le double classement notation extra-financière et ratio de rentabilité opérationnelle	290
5.4.5	Le pouvoir explicatif des modèles candidats	292
5.4.6	Le test statistique de Gibbons, Ross et Shanken et ses extensions à destination du marché européen	294
5.5	Les résultats des régressions en coupe transversale des stratégies par panel par la procédure de Fama-MacBeth	298
5.6	Conclusion	301
5.7	Annexes du chapitre 5	302
	Conclusion générale	325
	Annexes	332
7.1	Les estimations par la Méthode des Moments Généralisée (MMG)	332
	Table des matières	336
	Résumé en Français	340
	Résumé en Anglais	341
	Bibliographie	342

Résumé en Français

Les prix des actifs financiers reflètent-ils toutes les informations antérieures ainsi que toutes celles qui sont publiques ? La théorie de l'efficience informationnelle, dans une forme semi-forte (Fama, 1970 [224]), stipule que les prix des titres représentent, à tout moment, leurs valeurs intrinsèques respectives. Tester cette théorie impose de recourir à un modèle de formation des prix, le MÉDAF. Seulement, ce modèle, dans un contexte empirique, n'explique pas des portions significatives des rentabilités : les anomalies. Que conclure ? S'agit-il d'un modèle mal spécifié ou bien d'un modèle valide qui, dans ses échecs, indique que les marchés sont inefficients ? Fama et French (1992) [260] avancent que le risque d'un actif est une combinaison de plusieurs facteurs de risque. Les anomalies de marché, selon ces auteurs, n'existent pas. Elles résultent de l'omission de facteurs de risque qui influencent la formation du prix que le seul β du marché ne capture pas. Les auteurs formalisent un modèle à trois (1993) [261] puis à cinq facteurs empiriques (2015) [281] afin d'expliquer l'intégralité des rentabilités *ex post* en séries chronologiques ainsi qu'en coupe transversale. C'est dans cette démarche que ce travail de thèse s'inscrit. Malgré leurs carences en fondements théoriques, les modèles *ad-hoc* peuvent-ils gagner une forme de légitimité en intégrant un contenu informationnel large et en apparaissant comme des solutions pertinentes et efficaces pour l'estimation du risque des actifs financiers. À partir d'un échantillon français de 1 163 titres sur la période 1990-2016 et d'un échantillon européen de 12 144 actions entre 2002 à 2015, trois études empiriques sont produites. La première interroge le caractère généralisable des modèles multifactoriels à l'échelle nationale et plus précisément à destination du marché hexagonal. La seconde étude cherche à s'affranchir des limites du MÉDAF en ajoutant les co-moments d'ordres trois et quatre dans les combinaisons de facteurs testés. Dans un axe de généralisation du MÉDAF, le caractère asymétrique (co-skewness) et leptokurtique (co-kurtosis) des distributions de rentabilité constitue-t-il un apport informationnel susceptible d'expliquer les anomalies de marché rendant, par voie de conséquence, les primes de risque caduques ? Dans un troisième essai portant sur le marché européen, nous testons l'hypothèse selon laquelle la notation extra-financière constitue une information publique intégrée dans les cours. Dans ce contexte régional, *quid* de la capacité des modèles multifactoriels à intégrer une dimension du risque associé à la notation extra-financière. Nous montrons que cette notation qui porte sur les dimensions environnementales, sociales et de gouvernance (ESG) approxime un contenu informationnel perçu par les investisseurs comme un facteur de risque. En cela, les modèles *ad-hoc* montrent une capacité explicative supérieure en intégrant des contenus informationnels larges et disparates non captés par le β . Ils trouvent ainsi une forme de légitimité pour ce qui relève de l'estimation du risque des actifs financiers.

Résumé en Anglais

Do the prices of financial assets reflect all previous information as well as all that is public? The efficient market hypothesis (EMH), in a semi-strong form (Fama, 1970 [224]), states that securities prices represent, at all times, their respective intrinsic values. Testing this EMH requires the use of an asset pricing model, the CAPM. However, it does not explain significant portions of the returns : the market anomalies. What to conclude? Is it a misspecified model or a valid one that, in its failures, indicates that markets are inefficient? Fama and French (1992) [260] argue that the risk of an asset is a combination of several risk factors. Market anomalies, according to these authors, do not exist. They result from the omission of risk factors that influence the formation of the price that the β of the market does not capture. The authors formalize a three (1993) [261] and a five factor model (2015) [281] to explain the completeness of the *ex post* returns in time series as well as in cross section. Despite their shortcomings in theoretical foundations, can *ad-hoc* models gain some form of legitimacy by integrating broad informational content and appearing as relevant and effective solutions for risk estimation of financial assets. From a French sample of 1,163 individual securities over the period 1990-2016 and from a European one of 12,144 stocks between 2002 and 2015, three empirical studies are done. The first interrogates the generalizability of multifactorial models at the national level and more specifically to the French market. The second study seeks to overcome the limitations of the CAPM by adding co-moments of orders three and four in the combinations of factors tested. In an axis of generalization of the CAPM, do the co-skewness and the co-kurtosis constitute an informational contribution likely to explain the market anomalies, which consequently makes the risk premiums outdated? In a third essay on the European market, we test the EMH through the extra-financial rating. This rating is a public information integrated into the prices. In this regional context, what about the ability of multifactor models to integrate a dimension of the risk associated with the extra-financial rating? We show that this rating of environmental, social and governance (ESG) dimensions approximates information content perceived by investors as a risk factor. *Ad-hoc* models show a higher explanatory power than the *ex post* CAPM. They succeed in integrating broad and disparate information contents not captured by the β and find in this, a form of legitimacy for estimating the risk of financial assets.

Bibliographie

- [1] J. S. Abarbanell and B. J. Bushee. Abnormal returns to a fundamental analysis strategy. *The Accounting Review*, 73(1) :19–45, 1998.
- [2] V. Acharya and L. Pedersen. Asset pricing with liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, 77(2) :375–410, 2005.
- [3] G. B. Adesi, P. Gagliardini, and G. Urga. Testing asset pricing models with coskewness. *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(4) :474–485, 2004.
- [4] R. V. Aguilera, J. Ganapathi, D. E. Rupp, and C. A. Williams. Putting the S back in corporate social responsibility : A multilevel theory of social change in organizations. *Academy of Management Review*, 32(3) :836–863, 2007.
- [5] G. Aharoni, B. Grundy, and Q. Zeng. Stock returns and the Miller-Modigliani valuation formula : Revisiting the Fama-French analysis. *Journal of Financial Economics*, 10(2) :347–357, November 2013.
- [6] N. Aktas, E. De Bodt, and H. Van Oppens. Legal insider trading and market efficiency. *Journal of Banking & Finance*, 32(7) :1379–1392, 2008.
- [7] M. Albouy. *Les grands auteurs en finance*. Management et société, 2003.
- [8] A. Ali and P. Zarowin. Permanent versus transitory components of annual earnings and estimation error in earnings response coefficients. *Journal of Accounting and Economics*, 15(2-3) :249–264, 1992.
- [9] A. Ali and P. Zarowin. The role of earnings levels in annual earnings-returns studies. *Journal of Accounting Research*, 30(2) :286–296, 1992.

- [10] B. Allaz and B. Dumas. *Les titres financiers : Equilibre du marché et méthodes d'évaluation*, chapter Critique et évaluation du MEDAF, pages 113–145. PUF, 1ère édition, Octobre 1995.
- [11] J. Allouche and P. Laroche. The relationship between corporate social responsibility and corporate financial performance : A survey. *Allouche, J. (Ed.), Corporate Social Responsibility : Performance and Stakeholders*, 2006.
- [12] C. Almeida and R. Garcia. Assessing misspecified asset pricing models with empirical likelihood estimators. *Journal of Econometrics*, 170(2) :519–537, 2012.
- [13] C. Almeida and R. Garcia. Economic implications of nonlinear pricing kernels. *Management Science*, 63(10) :3361–3380, 2017.
- [14] P. Alphonse, G. Desmuliers, P. Grandin, and M. Levasseur. *Gestion de Portefeuille et Marchés financiers*. Pearson Education France, 2013.
- [15] R. Alquist, R. Israel, and T. Moskowitz. Fact, fiction, and the size effect. *Journal of Portfolio Management*, 45(1) :34–61, 2018.
- [16] E. I. Altman. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance*, 23(4) :589–609, 1968.
- [17] E. I. Altman. The success of business failure prediction models : An international survey. *Journal of Banking & Finance*, 8(2) :171–198, 1984.
- [18] E. I. Altman. *Corporate Financial Distress : A Complete Guide to Predicting, Avoiding and Dealing with Bankruptcy*. John Wiley & Sons, 2 édition, March 1993.
- [19] Y. Amihud. Illiquidity and stock returns : Cross-section and time series effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1) :31–56, 2002.
- [20] Y. Amihud and H. Mendelson. Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, 17(2) :223–249, 1986.
- [21] C. W. Anderson and L. Garcia-Feijoo. Empirical evidence on capital investment, growth options, and security returns. *Journal of Finance*, 61(1) :171–194, 2006.

- [22] P. Andre, M. Kooli, and J.-F. L'Her. The long-run performance of mergers and acquisitions : Evidence from the Canadian stock market. *Financial Management*, 33(4) :27–43, 2004.
- [23] F. D. Arditti. Risk and the required return on equity. *Journal of Finance*, 22(1) :19–36, 1967.
- [24] K. Aretz, H. Liu, S. Yang, and Y. Zhang. Consumption risk and the cross-section of option returns. *Working Paper*, 2018.
- [25] R. A. Ariel. A monthly effect in stock returns. *Journal of Financial Economics*, 18 :161–174, 1987.
- [26] R. A. Ariel. High stock returns before holidays : Existence and evidence on possible causes. *Journal of Finance*, 45(5) :1611–1626, 1990.
- [27] B. Arshanapalii, T. Coggin, and J. Doukas. Multifactor asset pricing analysis of international value investment strategies. *Journal of Portfolio Management*, 24(4) :10–23, Summer 1998.
- [28] C. Asness and A. Frazzini. The devil in HML's details. *Journal of Portfolio Management*, 39(4) :49–68, 2013.
- [29] C. Asness, A. Frazzini, R. Israel, T. J. Moskowitz, and L. H. Pedersen. Size matters, if you control your junk. *Journal of Financial Economics*, 129(3) :479–509, 2018.
- [30] C. S. Asness, A. Frazzini, and L. H. Pedersen. Quality minus junk. *Review of Accounting Studies*, 24(1) :34–112, March 2019.
- [31] C. S. Asness, T. J. Moskowitz, and L. H. Pedersen. Value and momentum everywhere. *Journal of Finance*, 68(3) :929–985, June 2013.
- [32] P. Asquith, R. Gertner, and D. Scharfstein. Anatomy of financial distress : An examination of junk-bond issuers. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(3) :625–658, 1994.
- [33] P. Astolfi, A. Thauvron, S. Moyal, and M. Desban. Illiquidité et contexte de stress des marchés financiers : un risque sous estimé? *Working Paper*, 2019.

- [34] D. Avramov, T. Chordia, G. Jostova, and A. Philipov. Credit ratings and the cross-section of stock returns. *Journal of Financial Markets*, 12(3) :469–499, 2009.
- [35] L. Bachelier. Théorie de la spéculation. *Annales scientifiques de l'École Normale Supérieure*, 17 :21–86, 1900.
- [36] J. Bacmann and M. Dubois. Contrarian strategies and cross-autocorrelations in stock returns : Evidence from France. *Working Paper*, pages 1–38, October 1998.
- [37] S. Baek and J. Bilson. Size and value risk in financial firms. *Journal of Banking & Finance*, 55(C) :295–326, 2015.
- [38] H. Bai, K. Hou, H. Kung, E. X. Li, and L. Zhang. The CAPM strikes back? An equilibrium model with disasters. *Journal of Financial Economics*, 131(2) :269–298, 2019.
- [39] J. Bai, T. G. Bali, and Q. Wen. Common risk factors in the cross-section of corporate bond returns. *Journal of Financial Economics*, 131(3) :619–642, 2019.
- [40] M. Baker and J. Wurgler. Market timing and capital structure. *Journal of Finance*, 57(1) :1–32, 2002.
- [41] S. Balachandran and P. Mohanram. Using residual income to refine the relationship between earnings growth and stock returns. *Review of Accounting Studies*, 17(1) :134–165, March 2012.
- [42] K. Balakrishnan, E. Bartov, and L. Faurel. Post loss/profit announcement drift. *Journal of Accounting and Economics*, 50(1) :20–41, 2010.
- [43] R. Ball. Anomalies in relationships between securities' yields and yield-surrogates. *Journal of Financial Economics*, 6(2–3) :103–126, 1978.
- [44] R. Ball, J. Gerakos, J. Linnainmaa, and V. Nikolaev. Deflating profitability. *Journal of Financial Economics*, 117(2) :225–248, August 2015.
- [45] R. Ball, J. Gerakos, J. T. Linnainmaa, and V. Nikolaev. Accruals, cash flows, and operating profitability in the cross section of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 121(1) :28–45, 2016.

- [46] R. Bansal and S. Viswanathan. No arbitrage and arbitrage pricing : A new approach. *Journal of Finance*, 48(4) :1231–1262, 1993.
- [47] R. W. Banz. The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9(1) :3–18, 1981.
- [48] W. C. Barbee, S. Mukherji, and G. A. Raines. Do sales-price and debt-equity explain stock returns better than book-market and firm size ? *Financial Analysts Journal*, 52(2) :56–60, 1996.
- [49] B. M. Barber and J. D. Lyon. Firm size, book-to-market ratio, and security returns : A holdout sample of financial firms. *Journal of Finance*, 52(2) :875–883, 1997.
- [50] B. M. Barber and T. Odean. Boys will be boys : Gender, overconfidence, and common stock investment. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(1) :261–292, 2001.
- [51] N. Barberis and M. Huang. Stocks as lotteries : The implications of probability weighting for security prices. *American Economic Review*, 98(5) :2066–2100, 2008.
- [52] N. Barberis, A. Shleifer, and R. Vishny. A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 49(3) :307–343, 1998.
- [53] F. Barillas and J. Shanken. Which Alpha ? *The Review of Financial Studies*, 30(4) :1316–1338, December 2016.
- [54] F. Barillas and J. Shanken. Comparing asset pricing models. *Journal of Finance*, 73(2) :715–754, 2018.
- [55] F. Barillas and J. Shanken. Real-time portfolio choice implications of asset pricing models. *Working Paper*, 2018.
- [56] A. Barinov. Stocks with extreme past returns : Lotteries or insurance ? *Journal of Financial Economics*, 129(3) :458–478, 2018.
- [57] A. Barnea and A. Rubin. Corporate social responsibility as a conflict between shareholders. *Journal of Business Ethics*, 97(1) :71–86, 2010.

- [58] G. Barone-Adesi, P. Gagliardini, and G. Urga. Homogeneity hypothesis in the context of asset pricing models : The quadratic market model. *Working Paper*, pages 1–14, October 2000.
- [59] G. Barone-Adesi, P. Gagliardini, and G. Urga. Coskewness and its implications for testing asset pricing models. In *Multi-moment capital asset pricing models and related topics*, pages 1–42. Association Finance-sur-Seine, April 2002.
- [60] C. B. Barry, E. Goldreyer, L. Lockwood, and M. Rodriguez. Robustness of size and value effects in emerging equity markets, 1985–2000. *Emerging Markets Review*, 3(1) :1–30, 2002.
- [61] M. E. Barth, J. A. Elliott, and M. W. Finn. Market rewards associated with patterns of increasing earnings. *Journal of Accounting Research*, 37(2) :387–413, 1999.
- [62] A. Bassen, K. Meyer, and J. Schlange. The influence of corporate responsibility on the cost of capital. *University of Hamburg Working Paper*, 2006.
- [63] S. Basu. Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios : A test of the efficient market hypothesis. *Journal of Finance*, 32(3) :663–682, 1977.
- [64] S. Basu. The relationship between earnings’ yield, market value and return for NYSE common stocks : Further evidence. *Journal of Financial Economics*, 12(1) :129–156, 1983.
- [65] R. Bauer, K. Koedijk, and R. Otten. International evidence on ethical mutual fund performance and investment style. *Journal of Banking & Finance*, 29(7) :1751–1767, 2005.
- [66] W. Bauman, G. Jensen, and R. Johnson. Federal reserve monetary policy and industry stock returns. *Journal of Business Finance & Accounting*, 24(5) :629–644, June 1997.
- [67] L. Becchetti, R. Ciciretti, I. Hasan, and N. Kobeissi. Corporate social responsibility and shareholder’s value. *Journal of Business Research*, 65(11) :1628–1635, 2012.

- [68] G. Bekaert, C. B. Erb, C. R. Harvey, and T. E. Viskanta. Distributional characteristics of emerging market returns and asset allocation. *Journal of Portfolio Management*, 24(2) :102–116, 1998.
- [69] F. Belo and X. Lin. The inventory growth spread. *The Review of Financial Studies*, 25(1) :278–313, 2011.
- [70] J. Berk, R. Green, and V. Naik. Optimal investment, growth options, and security returns. *Journal of Finance*, 54(5) :1553–1607, October 1999.
- [71] J. B. Berk. A critique of size-related anomalies. *The Review of Financial Studies*, 8(2) :275–286, 1995.
- [72] J. B. Berk. An empirical re-examination of the relation between firm size and return. *Working Paper*, 1995.
- [73] J. B. Berk. Does size really matter? *Financial Analysts Journal*, 53(5) :12–18, 1997.
- [74] A. Berle and G. Means. *The Modern Corporation and Private Property*. A Harvest Book, HB 152. 1932.
- [75] B. Bernanke and M. Gertler. Agency costs, net worth, and business fluctuations. *American Economic Review*, 79(1) :14–31, 1989.
- [76] V. Bernard and J. Thomas. Post-earnings-announcement drift - delayed price response or risk premium. *Journal of Accounting Research*, 27 :1–36, 1989.
- [77] L. C. Bhandari. Debt/equity ratio and expected common stock returns : Empirical evidence. *Journal of Finance*, 43(2) :507–528, June 1988.
- [78] J. Birru. Day of the week and the cross-section of returns. *Journal of Financial Economics*, 130(1) :182–214, 2018.
- [79] F. Black. Implications of the random walk hypothesis for portfolio management. *Financial Analysts Journal*, 27(2) :16–22, 1971.
- [80] F. Black. Capital market equilibrium with restricted borrowing. *The Journal of Business*, 45(3) :444–455, 1972.
- [81] F. Black. Beta and return. *Journal of Portfolio Management*, 20(1) :9–18, 1993.

- [82] F. Black. Estimating expected return. *Financial Analysts Journal*, 49(5) :36–38, September-October 1993.
- [83] F. Black, M. J. Jensen, and M. Scholes. The capital asset pricing model : Some empirical test. *Studies in the Theory of Capital Markets*, pages 79–21, 1972.
- [84] D. Blitz. The value of low volatility. *Journal of Portfolio Management*, 42(3) :94–100, 2016.
- [85] D. Blitz, J. Huij, and M. Martens. Residual momentum. *Journal of Empirical Finance*, 18(3) :506–521, 2011.
- [86] D. Blitz and P. VanVliet. The volatility effect : Lower risk without lower return. *Journal of Portfolio Management*, 34(1) :102–113, 2007.
- [87] D. Blitz and M. Vidojevic. The profitability of low-volatility. *Journal of Empirical Finance*, 43 :33–42, 2017.
- [88] M. Blume and I. Friend. Measurement of portfolio performance under uncertainty. *American Economic Review*, 60(4) :561–575, September 1970.
- [89] M. Blume and I. Friend. A new look at the Capital Asset Pricing Model. *Journal of Finance*, 28(1) :19–34, March 1973.
- [90] T. Bollerslev, R. Chou, and K. Kroner. ARCH modeling in Finance : A review of the theory and empirical evidence. *Journal of Econometrics*, 52(1–2) :5–59, 1992.
- [91] W. Bondt and R. Thaler. Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality. *Journal of Finance*, 42(3) :557–581, July 1987.
- [92] M. Boons and M. P. Prado. Basis-momentum. *Journal of Finance*, 74(1) :239–279, 2019.
- [93] J.-P. Bouchaud, S. Ciliberti, A. Landier, G. Simon, and D. Thesmar. The excess returns of "quality" stocks : A behavioral anomaly. *HEC Research Papers Series*, pages 1–11, January 2016.
- [94] J. Boudoukh, R. Israel, and M. Richardson. Long-horizon predictability : A cautionary tale. *Financial Analysts Journal*, 75(1) :17–30, January 2019.

- [95] J. Boudoukh, R. Michaely, M. Richardson, and M. R. Roberts. On the importance of measuring payout yield : Implications for empirical asset pricing. *Journal of Finance*, 62(2) :345–373, 2007.
- [96] J. Boyd and B. Smith. The coevolution of the real and financial sectors in the growth process. *The World Bank Economic Review*, 10(2) :371–396, 1996.
- [97] J. Brabet. Le champ contesté de la responsabilité sociale des entreprises. *Revue internationale de psychosociologie*, 16(38) :31–41, 2010.
- [98] M. T. Bradshaw, S. A. Richardson, and R. G. Sloan. The relation between corporate financing activities, analysts' forecasts and stock returns. *Journal of Accounting and Economics*, 42(1–2) :53–85, 2006.
- [99] S. Brammer, C. Brooks, and S. Pavelin. Corporate social performance and stock returns : UK evidence from disaggregate measures. *Financial management*, 35(3) :97–116, 2006.
- [100] S. Brammer, G. Jackson, and D. Matten. Corporate Social Responsibility and Institutional Theory : New perspectives on private governance. *Socio-Economic Review*, 10(1) :3–28, 2012.
- [101] S. Brammer and S. Pavelin. Corporate community contributions in the United Kingdom and the United States. *Journal of Business Ethics*, 56(1) :15–26, 2005.
- [102] S. Brammer and S. Pavelin. Corporate Reputation and Social Performance : The importance of Fit. *Journal of Management Studies*, 43(3) :435–455, 2006.
- [103] D. Breeden. An Intertemporal Asset Pricing Model with stochastic consumption and investment opportunities. *Journal of Financial Economics*, 7(3) :265–296, 1979.
- [104] D. T. Breeden, M. R. Gibbons, and R. H. Litzenberger. Empirical tests of the consumption-oriented CAPM. *Journal of Finance*, 44(2) :231–262, June 1989.
- [105] M. Brennan and A. Subrahmanyam. Market microstructure and asset pricing : On the compensation for illiquidity in stock returns. *Journal of Financial Economics*, 41(3) :441–464, 1996.

- [106] M. Brennan, A. Wang, and Y. Xia. Estimation and test of a simple Model of Inter-temporal Capital Asset Pricing. *Journal of Finance*, 59(4) :1743–1776, September 2002.
- [107] M. Brennan and Y. Xia. Assessing asset pricing anomalies. *Review of Financial Studies*, 14(4) :905–942, 2001.
- [108] M. J. Brennan, T. Chordia, and A. Subrahmanyam. A re-examination of some popular security return anomalies. *Working Paper*, pages 1–39, September 1997.
- [109] M. J. Brennan, T. Chordia, and A. Subrahmanyam. Alternative factor specifications, security characteristics and the cross-section of expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 49 :345–373, 1998.
- [110] M. Brière, B. Drut, V. Mignon, K. Oosterlinck, and A. Szafarz. Is the market portfolio efficient ? A new test of mean-variance efficiency when all assets are risky. *Finance*, 34 :7–41, 2013.
- [111] M.-H. Broihanne, M. Merli, and P. Roger. Diversification, gambling and market forces. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 47(1) :129–157, 2016.
- [112] S. Brown and J. B. Warner. Using daily stock returns : The case of event studies. *Journal of Financial Economics*, 14(1) :3–31, 1985.
- [113] R. F. Bruner, K. M. Eades, R. S. Harris, and R. C. Higgins. Best practices in estimating the cost of capital : Survey and synthesis. *Financial Practice and Education*, 8 :13–28, 1998.
- [114] M. K. Brunnermeier, C. Gollier, and J. A. Parker. Optimal beliefs, asset prices, and the preference for skewed returns. *American Economic Review*, 97(2) :159–165, 2007.
- [115] A. Bryan. Does the small-cap premium exist ? Technical report, Morningstar Inc., Chicago, IL, 2014.
- [116] C. Camerer. Bubbles and fads in asset prices. *Journal of Economic Surveys*, 3(1) :3–41, 1989.
- [117] J. Y. Campbell. Stock returns and the term structure. *Journal of Financial Economics*, 18(2) :373–399, 1987.

- [118] J. Y. Campbell. A variance decomposition for stock returns. *The Economic Journal*, 101(405) :157–179, 1991.
- [119] J. Y. Campbell. Chapter 19 asset prices, consumption, and the business cycle. volume 1 of *Handbook of Macroeconomics*, pages 1231–1303. Elsevier, 1999.
- [120] J. Y. Campbell. Asset pricing at the millennium. *Journal of Finance*, 55(4) :1515–1567, August 2000.
- [121] J. Y. Campbell. Why would corporations behave in socially responsible ways? an institutional theory of corporate social responsibility. *Academy of Management Review*, 32(3) :946–967, 2007.
- [122] J. Y. Campbell. Empirical asset pricing : Eugene Fama, Lars Peter Hansen, and Robert Shiller. *The Scandinavian Journal of Economics*, 116(3) :593–634, 2014.
- [123] J. Y. Campbell and J. Cochrane. Explaining the poor performance of consumption-based asset pricing models. *Journal of Finance*, 55(6) :2863–2878, December 2000.
- [124] J. Y. Campbell, J. Hilscher, and J. Szilagyi. In search of distress risk. *Journal of Finance*, 63(6) :2899–2939, 2008.
- [125] J. Y. Campbell and M. Lettau. Dispersion and volatility in stock returns : An empirical investigation. *Working Paper*, pages 1–42, May 1999.
- [126] J. Y. Campbell, M. Lettau, B. Malkiel, and Y. Xu. Have individual stocks become more volatile? An empirical explanation of idiosyncratic risk. *Journal of Finance*, 56(1) :1–43, February 2001.
- [127] J. Y. Campbell, A. W.-C. Lo, and A. C. MacKinlay. *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University press, 1997.
- [128] J. Y. Campbell and R. Shiller. Stock prices, earnings, and expected dividends. *Journal of Finance*, 43(3) :661–676, July 1988.
- [129] M. Carhart. On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, 52(1) :57–82, March 1997.
- [130] J. A. Carlson. Short-term interest rates as predictors of inflation : Comment. *American Economic Review*, 67(3) :469–75, 1977.

- [131] B. Carmichael and A. Coën. Asset pricing with skewed-normal return. *Finance Research Letters*, 10(2) :50–57, 2013.
- [132] G. Chamberlain and M. Rothschild. Arbitrage, factor structure, and mean-variance analysis on large asset markets. *Econometrica*, 51(5) :1281–1304, 1983.
- [133] K. Chan and N. Chen. Structural and return characteristics of small and large firms. *Journal of Finance*, 46(4) :1467–1484, September 1991.
- [134] K. C. Chan, N.-f. Chen, and D. A. Hsieh. An exploratory investigation of the firm size effect. *Journal of Financial Economics*, 14(3) :451–471, 1985.
- [135] L. Chan, Y. Hamao, and J. Lakonishok. Fundamentals and stock returns in Japan. *Journal of Finance*, 46(5) :1739–1764, December 1991.
- [136] L. K. Chan, N. Jegadeesh, and J. Lakonishok. Evaluating the performance of value versus glamour stocks the impact of selection bias. *Journal of Financial Economics*, 38(3) :269–296, 1995.
- [137] L. K. Chan, J. Karceski, and J. Lakonishok. New paradigm or same old hype in equity investing? *Financial Analysts Journal*, 56(4) :23–36, 2000.
- [138] L. K. C. Chan, N. Jegadeesh, and J. Lakonishok. Momentum strategies. *Journal of Finance*, 51(5) :1681–1713, December 1996.
- [139] L. K. C. Chan, J. Karceski, and J. Lakonishok. The risk and return from factors. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33(2) :159–188, 1998.
- [140] B. Y. Chang, P. Christoffersen, and K. Jacobs. Market skewness risk and the cross section of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 107(1) :46–68, 2013.
- [141] G. Charreaux. L'entreprise publique est-elle nécessairement moins efficace? Working Papers, Université de Bourgogne - CREGO EA7317 Centre de Recherches en Gestion des Organisations, 1997.
- [142] A. K. Chatterji, R. Durand, D. I. Levine, and S. Touboul. Do ratings of firms converge? Implications for managers, investors and strategy researchers. *Strategic Management Journal*, 37(8) :1597–1614, 2016.

- [143] L. Chen, Z. Da, and X. Zhao. What drives stock price movements? *The Review of Financial Studies*, 26(4) :841–876, 2013.
- [144] L. Chen, R. Novy-Marx, and L. Zhang. An alternative three-factor model. *Working Paper*, 2011.
- [145] M.-H. Chen. Risk and return : CAPM and CCAPM. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 43(2) :369–393, 2003.
- [146] N. Chen. Financial investment opportunities and the macroeconomy. *Journal of Finance*, 46(2) :529–554, June 1991.
- [147] N. Chen, R. Roll, and S. Ross. Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, 59(3) :383–403, 1986.
- [148] I. H. Cheng, H. Hong, and K. Shue. Do managers do good with other people’s money? *Chicago Booth Paper*, pages 12–47, 2014.
- [149] D. Cheung. Pacific rim stock market integration under different federal funds rate regimes. *Journal of Business Finance & Accounting*, 24(9–10) :1343–1351, 1997.
- [150] Y. Cheung. Skewness is the name of the game. *School of Finance and Business Economics Working Paper Series*, pages 1–12, March 2001.
- [151] W. Choi. Consumption-based capital asset pricing models : issues and controversies. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 50(1) :181–205, 2018.
- [152] T. Chordia, A. Subrahmanyam, and Q. Tong. Have capital market anomalies attenuated in the recent era of high liquidity and trading activity? *Journal of Accounting and Economics*, 58(1) :41–58, 2014.
- [153] R. Christie-David and M. Chaudhry. Coskewness and cokurtosis in futures markets. *Journal of Empirical Finance*, 8(1) :55–81, 2001.
- [154] A. Chui, S. Titman, and K. Wei. Individualism and momentum around the world. *Journal of Finance*, 65(1) :361–392, 2010.
- [155] Y. Chung, H. Johnson, and M. Schill. Asset pricing when returns are nonnormal : Fama-French factors vs. higher-order systematic co-moments. *Journal of Business*, 79(2) :923–940, March 2004.

- [156] J. M. Clark. The changing basis of economic responsibility. *Journal of Political Economy*, 24(3) :209–229, March 1916.
- [157] R. Clark. *Agency Costs Versus Fiduciary Duties*. Harvard Business School, 1985.
- [158] M. Clarskon. A stakeholder framework for analyzing and evaluating corporate social performance. *Academy of Management Review*, 20(1) :92–117, 1995.
- [159] J. H. Cochrane. *Asset Pricing : Revised Edition*. Princeton University Press, 2009.
- [160] J. H. Cochrane. Presidential address : Discount rates. *Journal of Finance*, 66(4) :1047–1108, August 2011.
- [161] L. Cohen and A. Frazzini. Economic links and predictable returns. *Journal of Finance*, 63(4) :1977–2011, August 2008.
- [162] L. Cohen and D. Lou. Complicated firms. *Journal of Financial Economics*, 104(2) :383–400, May 2012.
- [163] R. B. Cohen and C. Polk. An investigation of the impact of industry factors in asset-pricing tests. *Working Paper*, 1996.
- [164] K. Cole, J. Helwege, and D. Laster. Stock market valuation indicators : Is this time different ? *Financial Analysts Journal*, 52(3) :56–64, May 1996.
- [165] R. Cole and H. Mehran. The effect of changes in ownership structure on performance : Evidence from the thrift industry. *Journal of Financial Economics*, 50(3) :291–317, 1998.
- [166] R. Coleman. A typology of asset pricing models. *Working Paper*, pages 1–16, October 1997.
- [167] T. E. Conine Jr and M. J. Tamarkin. On diversification given asymmetry in returns. *Journal of Finance*, 36(5) :1143–1155, 1981.
- [168] C. Conover, G. Jensen, and R. Johnson. Monetary conditions and international investing. *Financial Analysts Journal*, 55(4) :38–48, August 1999.
- [169] C. Conover, G. Jensen, and R. Johnson. Monetary environments and international stock returns. *Journal of Banking & Finance*, 23(9) :1357–1381, September 1999.

- [170] J. Conrad, R. F. Dittmar, and E. Ghysels. Ex ante skewness and expected stock returns. *Journal of Finance*, 68(1) :85–124, 2013.
- [171] J. Conrad and G. Kaul. Time-variation in expected returns. *The Journal of Business*, 61(4) :409–425, 1988.
- [172] J. Conrad and G. Kaul. Long-term market overreaction or biases in computed returns? *Journal of Finance*, 48(1) :39–63, March 1993.
- [173] T. Cook and M. Rozeff. Size and earnings/price ratio anomalies : one effect or two? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 19(4) :449–466, December 1984.
- [174] M. J. Cooper, H. Gulen, and M. J. Schill. Asset growth and the cross-section of stock returns. *Journal of Finance*, 63(4) :1609–1651, 2008.
- [175] A. Corhay, G. Hawawini, and P. Michel. Seasonality in the risk-return relationship : Some international evidence. *Journal of Finance*, 42(1) :49–68, March 1987.
- [176] B. Cornell and K. R. French. The pricing of stock index futures. *Journal of Futures Markets*, 3(1) :1–14, 1983.
- [177] C. Corniolay and J. Pasquier. CAPM, risk premium seasonality and the size anomaly : The Swiss case. *Journal of the French Finance Association*, 12 :23–44, 1991.
- [178] P. Cox, S. Brammer, and A. Millington. An empirical examination of institutional investor preferences for corporate social performance. *Journal of Business Ethics*, 52(1) :27–43, 2004.
- [179] P. Cox and S. B. A. Millington. Pension fund manager tournaments and attitudes towards corporate characteristics. *Journal of Business Finance & Accounting*, 34(7–8) :1307–1326, 2007.
- [180] M. A. Crain. A literature review of the size effect. *Working Paper*, 2011. Florida Atlantic University.
- [181] F. Cross. The behavior of stock prices on Fridays and Mondays. *Financial Analysts Journal*, 29(6) :67–69, November-December 1973.
- [182] K. Daniel, D. Hirshleifer, and S. A. Investor psychology and security market under- and overreactions. *Journal of Finance*, 53(6) :1839–1885, December 1998.

- [183] K. Daniel, D. Hirshleifer, and L. Sun. Short- and long-horizon behavioral factors. Columbia Business School Research Paper No. 18-5 24163, National Bureau of Economic Research, December 2017.
- [184] K. Daniel and S. Titman. Evidence on the characteristic of cross sectional variation in stock return. *Journal of Finance*, 52(1) :1–33, March 1997.
- [185] K. Daniel and S. Titman. Characteristics or covariances? *Journal of Portfolio Management*, 24(4) :24–33, January 1998.
- [186] K. Daniel, S. Titman, and K. Wei. Explaining the cross-section of stock returns in Japan : Factors or characteristics? *Journal of Finance*, 56(2) :743–766, April 2001.
- [187] K. D. Daniel. Overconfidence, arbitrage, and equilibrium asset pricing. *Journal of Finance*, 56(3) :921–965, 2001.
- [188] K. D. Daniel, D. Hirshleifer, and A. Subrahmanyam. Overconfidence, arbitrage, and equilibrium asset pricing. *Journal of Finance*, 56(3) :921–965, 2001.
- [189] K. D. Daniel and S. Titman. Market reactions to tangible and intangible information. *Journal of Finance*, 61(4) :1605–1643, 2006.
- [190] J. Davis. The cross-section of realized stock returns : The pre-COMPUSTAT evidence. *Journal of Finance*, 49(5) :1579–1593, December 1994.
- [191] J. L. Davis, E. F. Fama, and K. R. French. Characteristics, covariances, and average returns : 1929 to 1997. *Journal of Finance*, 55(1) :389–406, 2000.
- [192] W. De Bondt, M. Pfiffelmann, and P. Roger. Richard thaler : The anomalies of life. *Finance*, 39(1) :9–34, 2018.
- [193] W. F. M. DeBondt and R. Thaler. Does the stock market overreact? *Journal of Finance*, 40(3) :793–805, July 1985.
- [194] P. M. Dechow, R. G. Sloan, and M. T. Soliman. Implied equity duration : A new measure of equity risk. *Review of Accounting Studies*, 9(2-3) :197–228, June 2004.
- [195] H. Demsetz. The structure of ownership and the theory of the firm. *Journal of Law and Economics*, 26(2) :375–390, 1983.

- [196] H. Demsetz and K. Lehn. The structure of corporate ownership : Causes and consequences. *Journal of Political Economy*, 93(6) :1155–1177, 1985.
- [197] J. Derwall, N. Günster, R. Bauer, and K. Koedijk. The eco-efficiency premium puzzle. *Financial Analysts Journal*, 61(2) :51–63, March 2005.
- [198] H. Desai, S. Rajgopal, and M. Venkatachalam. Value-glamour and accruals mispricing : One anomaly or two? *The Accounting Review*, 79(2) :355–385, 2004.
- [199] M. Desban and S. Lajili-Jarjir. Corporate ownership structure, market anomalies and asset pricing. *Journal of Asset Management*, 19(5) :316–340, 2018.
- [200] M. Desban and S. Lajili-Jarjir. Asset pricing of individual stocks over crisis period. In *Handbook of Global Financial. Markets : Transformations, Dependence, and Risk Spillovers*, chapter 26, pages 671–688. World Scientific, 2019.
- [201] M. Desban, A. Thauvron, P. Astolfi, and S. Moyal. Resurrecting the size effect with a quality factor. *Working Paper*, 2019.
- [202] I. D. Dichev. Is the risk of bankruptcy a systematic risk? *Journal of Finance*, 53(3) :1131–1147, 1998.
- [203] E. Dimson and P. Marsh. Murphy’s law and market anomalies. *Journal of Portfolio Management*, 25(2) :53–69, Winter 1999.
- [204] E. Dimson, P. Marsh, and M. Stuanton. Equity premiums around the world. *Credit Suisse Global Investment Returns Yearbook*, pages 32–52, 2011.
- [205] E. Dimson, P. Marsh, and M. Stuanton. Investment style : Size, value and momentum. *Credit Suisse global investment returns sourcebook*, pages 41–54, 2011.
- [206] R. F. Dittmar. Nonlinear pricing kernels, kurtosis preference, and evidence from the cross-section of equity returns. *Journal of Finance*, 57(1) :369–403, 2002.
- [207] A. Doffou. Insider trading : A review of theory and empirical work. *Journal of Accounting and Finance Research*, 11(1), 2003.
- [208] P. Dumontier and I. Martinez. Les études d’événements en comptabilité financière. *Faire de la recherche en comptabilité financière*, pages 103–115, 2001.

- [209] S. Dutta and V. Jog. The long-term performance of acquiring firms : A re-examination of an anomaly. *Journal of Banking & Finance*, 33(8) :1400–1412, 2009.
- [210] K. E. Easterday, P. K. Sen, and J. A. Stephan. The persistence of the small firm/January effect : Is it consistent with investors' learning and arbitrage efforts? *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 49(3) :1172–1193, 2009.
- [211] P. Easton and T. Harris. Earnings as an explanatory variable for returns. *Journal of Accounting Research*, 29(1) :19–36, 1991.
- [212] P. D. Easton, T. S. Harris, and J. Ohlson. Aggregate accounting earnings can explain most of security returns : The case of long return intervals. *Journal of Accounting and Economics*, 15(2-3) :119–142, 1992.
- [213] R. G. Eccles, L.-E. Lee, and J. C. Strohle. The social origins of ESG ? An analysis of innovest and KLD. *An analysis of Innovest and KLD.*, 2019.
- [214] V. R. Eleswarapu and M. R. Reinganum. The seasonal behavior of the liquidity premium in asset pricing. *Journal of Financial Economics*, 34(3) :373–386, December 1993.
- [215] P. T. Elgers, M. H. Lo, and R. J. Pfeiffer. Delayed security price adjustments to financial analysts' forecasts of annual earnings. *The Accounting Review*, 76(4) :613–632, 2001.
- [216] E. J. Elton. Presidential address : Expected return, realized return, and asset pricing tests. *Journal of Finance*, 54(4) :1199–1220, 1999.
- [217] J. Elton Edwin and J. Gruber Martin. *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. John Wiley & Sons, Inc., fifth edition edition, 1995.
- [218] A. Estrella and G. Hardouvelis. The term structure as a predictor of real economic activity. *Journal of Finance*, 46(2) :555–576, June 1991.
- [219] P. M. Fairfield, J. S. Whisenant, and T. L. Yohn. Accrued earnings and growth : Implications for future profitability and market mispricing. *The Accounting Review*, 78(1) :353–371, 2003.

- [220] E. F. Fama. Mandelbrot and the stable paretian hypothesis. *The Journal of Business*, 36(4) :420–429, 1963.
- [221] E. F. Fama. The behavior of stock-market prices. *The Journal of Business*, 38(1) :34–105, 1965.
- [222] E. F. Fama. Random walks in stock market prices. *Financial Analysts Journal*, 21(5) :55–59, 1965.
- [223] E. F. Fama. Risk, return and equilibrium : Some clarifying comments. *Journal of Finance*, 23(1) :29–40, 1968.
- [224] E. F. Fama. Efficient capital markets : A review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25(2) :383–417, 1970.
- [225] E. F. Fama. Components of investment performance. *Journal of Finance*, 27(3) :551–567, 1972.
- [226] E. F. Fama. The empirical relationships between the dividend and investment decisions of firms. *American Economic Review*, 64(3) :304–318, 1974.
- [227] E. F. Fama. Multiperiod consumption-investment decisions. In *Stochastic Optimization Models in Finance*, pages 389–400. Elsevier, 1975.
- [228] E. F. Fama. Short-term interest rates as predictors of inflation. *American Economic Review*, 65(3) :269–282, 1975.
- [229] E. F. Fama. Efficient capital markets : Reply. *Journal of Finance*, 31(1) :143–145, 1976.
- [230] E. F. Fama. Forward rates as predictors of future spot rates. *Journal of Financial Economics*, 3(4) :361–377, 1976.
- [231] E. F. Fama. Foundations of finance : Portfolio decision and security prices. *Aufl.*, *New York*, 1976.
- [232] E. F. Fama. Risk-adjusted discount rates and capital budgeting under uncertainty. *Journal of Financial Economics*, 5(1) :3–24, 1977.
- [233] E. F. Fama. The effects of a firm’s investment and financing decisions on the welfare of its security holders. *American Economic Review*, pages 272–284, 1978.

- [234] E. F. Fama. Agency problems and the theory of the firm. *Journal of Political Economy*, 88(2) :288–307, 1980.
- [235] E. F. Fama. Stock returns, real activity, inflation, and money. *American Economic Review*, 71(4) :545–565, September 1981.
- [236] E. F. Fama. Forward and spot exchange rates. *Journal of Monetary Economics*, 14(3) :319–338, 1984.
- [237] E. F. Fama. The information in the term structure. *Journal of Financial Economics*, 13(4) :509–528, 1984.
- [238] E. F. Fama. Term premiums in bond returns. *Journal of Financial Economics*, 13(4) :529–546, 1984.
- [239] E. F. Fama. Term premiums and default premiums in money markets. *Journal of Financial Economics*, 17(1) :175–196, 1986.
- [240] E. F. Fama. Stock returns, expected returns, and real activity. *Journal of Finance*, 45(4) :1089–1108, 1990.
- [241] E. F. Fama. Term-structure forecasts of interest rates, inflation and real returns. *Journal of Monetary Economics*, 25(1) :59–76, 1990.
- [242] E. F. Fama. Efficient capital markets : II. *Journal of Finance*, 46(5) :1575–617, December 1991.
- [243] E. F. Fama. Random walks in stock market prices. *Financial Analysts Journal*, 51(1) :75–80, 1995.
- [244] E. F. Fama. Determining the number of priced state variables in the ICAPM. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33(2) :217–231, June 1998.
- [245] E. F. Fama. Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance. *Journal of Financial Economics*, 49(3) :283–306, 1998.
- [246] E. F. Fama. The behavior of interest rates. *The Review of Financial Studies*, 19(2) :359–379, 2006.
- [247] E. F. Fama. My life in Finance. *Annual Review of Financial Economics*, 3(1) :1–15, 2011.

- [248] E. F. Fama. Two pillars of asset pricing. *American Economic Review*, 104(6) :1467–1485, June 2014.
- [249] E. F. Fama. Finance at the University of Chicago. *Journal of Political Economy*, 125(6) :1790–1799, 2017.
- [250] E. F. Fama. Interest rates and inflation revisited. *The Review of Asset Pricing Studies*, February 2019.
- [251] E. F. Fama and H. Babiak. Dividend policy : An empirical analysis. *Journal of the American statistical Association*, 63(324) :1132–1161, 1968.
- [252] E. F. Fama and R. R. Bliss. The information in long-maturity forward rates. *American Economic Review*, 77(4) :680–692, 1987.
- [253] E. F. Fama and M. E. Blume. Filter rules and stock-market trading. *The Journal of Business*, 39(1) :226–241, 1966.
- [254] E. F. Fama, L. Fisher, M. C. Jensen, and R. Roll. The adjustment of stock prices to new information. *International Economic Review*, 10(1) :1–21, 1969.
- [255] E. F. Fama and K. R. French. Commodity Futures Prices : Some evidence on forecast power, premiums, and the theory of storage. *The Journal of Business*, 60(1) :55–73, 1987.
- [256] E. F. Fama and K. R. French. Business cycles and the behavior of metals prices. *Journal of Finance*, 43(5) :1075–1093, 1988.
- [257] E. F. Fama and K. R. French. Dividend yields and expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 22(1) :3–25, 1988.
- [258] E. F. Fama and K. R. French. Permanent and temporary components of stock prices. *Journal of Political Economy*, 96(2) :246–273, 1988.
- [259] E. F. Fama and K. R. French. Business conditions and expected returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 25(1) :23–49, 1989.
- [260] E. F. Fama and K. R. French. The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47(2) :427–465, 1992.

- [261] E. F. Fama and K. R. French. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1) :3–56, 1993.
- [262] E. F. Fama and K. R. French. Size and book-to-market factors in earnings and returns. *Journal of Finance*, 50(1) :131–155, 1995.
- [263] E. F. Fama and K. R. French. The CAPM is wanted, dead or alive. *Journal of Finance*, 51(5) :1947–1958, December 1996.
- [264] E. F. Fama and K. R. French. Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *Journal of Finance*, 51(1) :55–84, 1996.
- [265] E. F. Fama and K. R. French. Multifactor portfolio efficiency and multifactor asset pricing. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31(4) :441–465, December 1996.
- [266] E. F. Fama and K. R. French. Industry costs of equity. *Journal of Financial Economics*, 43(2) :153–193, 1997.
- [267] E. F. Fama and K. R. French. Taxes, financing decisions, and firm value. *Journal of Finance*, 53(3) :819–843, 1998.
- [268] E. F. Fama and K. R. French. Value versus growth : the international evidence. *Journal of Finance*, 53(6) :1975–1999, December 1998.
- [269] E. F. Fama and K. R. French. The corporate cost of capital and the return on corporate investment. *Journal of Finance*, 54(6) :1939–1967, 1999.
- [270] E. F. Fama and K. R. French. Disappearing dividends : Changing firm characteristics or lower propensity to pay? *Journal of Financial Economics*, 60(1) :3–43, 2001.
- [271] E. F. Fama and K. R. French. Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt. *The Review of Financial Studies*, 15(1) :1–33, 2002.
- [272] E. F. Fama and K. R. French. The Capital Asset Pricing Model : Theory and evidence. *Journal of economic perspectives*, 18(3) :25–46, 2004.
- [273] E. F. Fama and K. R. French. New lists : Fundamentals and survival rates. *Journal of Financial Economics*, 73(2) :229–269, 2004.

- [274] E. F. Fama and K. R. French. Financing decisions : who issues stock? *Journal of Financial Economics*, 76(3) :549–582, 2005.
- [275] E. F. Fama and K. R. French. Profitability, investment and average returns. *Journal of Financial Economics*, 82(3) :491–518, 2006.
- [276] E. F. Fama and K. R. French. The value premium and the CAPM. *Journal of Finance*, 61(5) :2163–2185, 2006.
- [277] E. F. Fama and K. R. French. Disagreement, tastes, and asset prices. *Journal of Financial Economics*, 83(3) :667–689, 2007.
- [278] E. F. Fama and K. R. French. Dissecting anomalies. *Journal of Finance*, 63(4) :1653–1678, August 2008.
- [279] E. F. Fama and K. R. French. Luck versus skill in the cross-section of mutual fund returns. *Journal of Finance*, 65(5) :1915–1947, 2010.
- [280] E. F. Fama and K. R. French. Size, value, and momentum in international stock returns. *Journal of Financial Economics*, 105(3) :457–472, 2012.
- [281] E. F. Fama and K. R. French. A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116(1) :1–22, 2015.
- [282] E. F. Fama and K. R. French. Commodity futures prices : Some evidence on forecast power, premiums, and the theory of storage. In *The World Scientific Handbook Of Futures Markets*, pages 79–102. World Scientific, 2016.
- [283] E. F. Fama and K. R. French. Dissecting Anomalies with a Five-Factor Model. *The Review of Financial Studies*, 29(1) :69–103, August 2016.
- [284] E. F. Fama and K. R. French. International tests of a five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 123(3) :441–463, 2017.
- [285] E. F. Fama and K. R. French. Choosing factors. *Journal of Financial Economics*, 128(2) :234–252, 2018.
- [286] E. F. Fama and K. R. French. Long-horizon returns. *The Review of Asset Pricing Studies*, 8(2) :232–252, January 2018.

- [287] E. F. Fama and K. R. French. Volatility lessons. *Financial Analysts Journal*, 74(3) :42–53, 2018.
- [288] E. F. Fama and K. R. French. Comparing cross-section and time-series factor models. *The Review of Financial Studies*, August 2019.
- [289] E. F. Fama, K. R. French, D. G. Booth, and R. Sinquefeld. Differences in the risks and returns of NYSE and NASDAQ stocks. *Financial Analysts Journal*, 49(1) :37–41, 1993.
- [290] E. F. Fama and M. R. Gibbons. Inflation, real returns and capital investment. *Journal of Monetary Economics*, 9(3) :297–323, 1982.
- [291] E. F. Fama and M. C. Jensen. Agency problems and residual claims. *Journal of Law and Economics*, 26(2) :327–349, 1983.
- [292] E. F. Fama and M. C. Jensen. Separation of ownership and control. *Journal of law and Economics*, 26(2) :301–325, 1983.
- [293] E. F. Fama and M. C. Jensen. Organizational forms and investment decisions. *Journal of Financial Economics*, 14(1) :101–119, 1985.
- [294] E. F. Fama and A. B. Laffer. Information and capital markets. *Journal of Business*, 44(3) :289–298, 1971.
- [295] E. F. Fama and J. MacBeth. Risk, return, and equilibrium : Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3) :607–636, 1973.
- [296] E. F. Fama and M. H. Miller. *The theory of finance*. Holt Rinehart & Winston, 1972.
- [297] E. F. Fama and R. Roll. Parameter estimates for symmetric stable distributions. *Journal of the American Statistical Association*, 66(334) :331–338, 1971.
- [298] E. F. Fama and G. Schwert. Asset returns and inflation. *Journal of Financial Economics*, 5(2) :115–146, 1977.
- [299] E. F. Fama and J. M. Stern. A look back at modern finance : Accomplishments and limitations. *Journal of Applied Corporate Finance*, 28(4) :10–16, 2016.

- [300] H. Fang and T. Y. Lai. Co-kurtosis and capital asset pricing. *The Financial Review*, 32(2) :293–307, May 1997.
- [301] J. Farmer and A. Lo. Frontiers of Finance : evolution and efficient markets. *Working Paper*, pages 1–6, April 1999.
- [302] B. Fays, G. Hübner, and M. Lambert. Factoring characteristics into returns : A clinical approach to Fama-French portfolio decomposition. *Working Paper*, 2018.
- [303] S. J. Feldman, P. A. Soyka, and P. G. Ameer. Does improving a firm’s environmental management system and environmental performance result in a higher stock price ? *Journal of Investing*, 6(4) :87–97, 1997.
- [304] G. Feng, S. Giglio, and D. Xiu. Taming the factor zoo. *Working Paper*, pages 1–56, 2017.
- [305] G. Feng, S. Giglio, and D. Xiu. Taming the factor zoo : A test of new factors. Technical report, National Bureau of Economic Research, 2019.
- [306] M. Ferguson and R. Shockley. Equilibrium “anomalies”. *Journal of Finance*, 58(6) :2549–2580, November 2003.
- [307] E. J. Ferreira. Insider Trading Activity, Different Market Regimens, and Abnormal Returns. *The Financial Review*, 30(2) :193–210, May 1995.
- [308] W. Ferson and C. Harvey. The risk and predictability of international equity returns. *The Review of Financial Studies*, 6(3) :527–566, 1993.
- [309] W. Ferson and C. Harvey. Fundamental determinants of national equity market returns : A perspective on conditional asset pricing. *Journal of Banking & Finance*, 21(11–12) :1625–1665, 1998.
- [310] W. Ferson and C. Harvey. Conditioning variables and the cross-section of stock returns. *Journal of Finance*, 54(4) :1325–1360, August 1999.
- [311] W. Ferson and R. Korajczyk. Do arbitrage pricing models explain the predictability of stock returns ? *Journal of Business*, 68(3) :309–49, 1995.

- [312] W. E. Ferson and G. M. Constantinides. Habit persistence and durability in aggregate consumption : Empirical tests. *Journal of Financial Economics*, 29(2) :199–240, 1991.
- [313] J. Fletcher. On the conditional relationship between beta and return in international stock returns. *International Review of Financial Analysis*, 9(3) :235–245, 2000.
- [314] J. Fletcher. Bayesian tests of global factor models. *Journal of Empirical Finance*, 48 :279–289, 2018.
- [315] G. Foster, C. Olsen, and T. Shevlin. Earnings releases, anomalies, and the behavior of security returns. *The Accounting Review*, 59(4) :574–603, October 1984.
- [316] R. Frankel and C. Lee. Accounting valuation, market expectation, and cross-sectional stock returns. *Journal of Accounting and Economics*, 25 :283–319, 1998.
- [317] J. Franks and C. Mayer. Corporate ownership and control in the U.K., Germany, and France. *Journal of Applied Corporate Finance*, 9(4) :30–45, 1997.
- [318] A. Frazzini. The disposition effect and underreaction to news. *Journal of Finance*, 61(4) :2017–2046, 2006.
- [319] A. Frazzini and L. H. Pedersen. Betting against beta. *Journal of Financial Economics*, 111 :1–25, 2014.
- [320] R. Freeman. Strategic management : A stakeholder approach. *Massachusetts : Pitman Publishing Inc.*, 1984.
- [321] K. R. French. Stock returns and the weekend effect. *Journal of Financial Economics*, 8(1) :55–69, 1980.
- [322] K. R. French. Detecting spot price forecasts in futures prices. *Journal of Business*, 59(2) :39–54, 1986.
- [323] K. R. French. Presidential address : The cost of active investing. *Journal of Finance*, 63(4) :1537–1573, 2008.
- [324] K. R. French and J. M. Poterba. Investor diversification and international equity markets. *American Economic Review*, 81(2) :222–226, 1991.

- [325] K. R. French and J. M. Poterba. Were Japanese stock prices too high? *Journal of Financial Economics*, 29(2) :337–363, 1991.
- [326] K. R. French and R. Roll. Stock return variances : The arrival of information and the reaction of traders. *Journal of Financial Economics*, 17(1) :5–26, 1986.
- [327] K. R. French, R. S. Ruback, and G. W. Schwert. Effects of nominal contracting on stock returns. *Journal of Political Economy*, 91(1) :70–96, 1983.
- [328] K. R. French, G. W. Schwert, and R. F. Stambaugh. Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial Economics*, 19(1) :3–29, 1987.
- [329] G. Friede, T. Busch, and A. Bassen. ESG and financial performance : Aggregated evidence from more than 2000 empirical studies. *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 5(4) :210–233, 2015.
- [330] I. Friend and M. E. Blume. Measurement of portfolio performance under uncertainty. *American Economic Review*, 60(4) :561–75, 1970.
- [331] I. Friend and R. Westerfield. Co-skewness and capital asset pricing. *Journal of Finance*, 35(4) :897–913, 1980.
- [332] K. A. Froot and J. A. Frankel. Forward discount bias : Is it an exchange risk premium? *The Quarterly Journal of Economics*, 104(1) :139–161, 1989.
- [333] X. Fu, T. Tang, and X. Yan. Why do institutions like corporate social responsibility investments? Evidence from horizon heterogeneity. *Journal of Empirical Finance*, 51 :44–63, 2019.
- [334] P. Gagliardini and D. Ronchetti. Comparing asset pricing models by the conditional Hansen-Jagannathan distance. *Available at SSRN 2565538*, 2018.
- [335] E. Galariotis. Mesdames et Messieurs, momentum performance is not so abnormal after all! *Applied Economics*, 45(27) :3871–3879, 2013.
- [336] R. Galema, A. Plantinga, and B. Scholtens. The stocks at stake : Return and Risk in Socially Responsible Investment. *Journal of Banking & Finance*, 32(12) :2646–2654, 2008.

- [337] P. Gandhi and H. Lustig. Size anomalies in US bank stock returns. *Journal of Finance*, 70(2) :733–768, 2015.
- [338] T. J. George and C. Y. Hwang. The 52-week high and momentum investing. *Journal of Finance*, 59(5) :2145–2176, October 2004.
- [339] T. J. George and C. Y. Hwang. A resolution of the distress risk and leverage puzzles in the cross section of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 96(1) :56–79, 2010.
- [340] A. Ghosh, C. Julliard, and A. P. Taylor. What Is the Consumption-CAPM Missing? An Information-Theoretic Framework for the Analysis of Asset Pricing Models. *The Review of Financial Studies*, 30(2) :442–504, August 2017.
- [341] S. E. Ghoul, O. Guedhami, C. C. Kwok, and D. R. Mishra. Does corporate social responsibility affect the cost of capital? *Journal of Banking & Finance*, 35(9) :2388–2406, 2011.
- [342] E. Ghysels. On stable factor structures in the pricing of risk : Do time varying betas help or hurt? *Journal of Finance*, 53(2) :549–573, April 1998.
- [343] M. Gibbons and P. Hess. Day of the week effects and asset returns. *Journal of Business*, 54(4) :579–596, 1981.
- [344] M. Gibbons, S. Ross, and J. Shanken. A test of the efficiency of a given portfolio. *Econometrica*, 57 :1121–1152, 1989.
- [345] P. Gillet. Méthodologie des études d'événement : nouvelles approches. resreport 165, Cahiers du CEREGE : IAE de Poitiers, 1998.
- [346] R. Gillet. Efficience informationnelle du marché boursier : vérification empirique et implications théoriques. *Recherches Économiques de Louvain / Louvain Economic Review*, 57(3) :297–308, 1991.
- [347] R. Gillet and A. Szafarz. L'efficience informationnelle des marchés : une hypothèse, et au-delà? *Working Paper*, 2004.
- [348] I. Girerd-Potin. La dominance en France des portefeuilles d'actions à faible capitalisation boursière ou à bas PER. *Finance*, 13 :23–51, January 1992.

- [349] P. C. Godfrey, C. B. Merrill, and J. M. Hansen. The relationship between corporate social responsibility and shareholder value : An empirical test of the risk management hypothesis. *Strategic Management Journal*, 30 :425–445, 2009.
- [350] P. A. Gompers and A. Metrick. Institutional investors and equity prices*. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(1) :229–259, 2001.
- [351] J. P. Gond. *Contribution à l'étude du concept de performance sociétale de l'entreprise*. PhD thesis, University Toulouse 1, March 2006.
- [352] N. Gospodinov, R. Kan, and C. Robotti. Further results on the limiting distribution of GMM sample moment conditions. *Journal of Business & Economic Statistics*, 30(4) :494–504, 2012.
- [353] N. Gospodinov, R. Kan, and C. Robotti. On the properties of the constrained Hansen-Jagannathan distance. *Journal of Empirical Finance*, 36 :121–150, 2016.
- [354] N. Gospodinov, R. Kan, and C. Robotti. Too good to be true? Fallacies in evaluating risk factor models. *Journal of Financial Economics*, 132(2) :451–471, May 2018.
- [355] B. Graham and D. L. Dodd. *Security Analysis : Principles and Technique*. The Mcgraw Hill Companies, 6 edition, 1934.
- [356] F. Graham. Inflation, real stock returns, and monetary policy. *Applied Financial Economics*, 6 :29–35, 1996.
- [357] J. R. Graham and C. R. Harvey. The theory and practice of corporate finance : Evidence from the field. *Journal of Financial Economics*, 60(2-3) :187–243, 2001.
- [358] R. Grauer. On the cross-sectional relation between expected returns, betas, and size. *Journal of Finance*, 54(2) :773–789, April 1999.
- [359] S. B. Graves and S. A. Waddock. Institutional owners and corporate social performance. *The Academy of Management Journal*, 37(4) :1034–1046, 1994.
- [360] J. Green, J. R. M. Hand, and X. F. Zhang. The supraview of return predictive signals. *Review of Accounting Studies*, 18(3) :692–730, 2013.
- [361] R. Greenwood, A. Shleifer, and Y. You. Bubbles for Fama. *Journal of Financial Economics*, 131(1) :20–43, 2019.

- [362] A. Gregory. An examination of the long run performance of UK acquiring firms. *Journal of Business Finance & Accounting*, 24(7&8) :971–1002, 1997.
- [363] J. Griffin, X. Ji, and J. Martin. Momentum investing and business cycle risk : Evidence from pole to pole. *Journal of Finance*, 58 :2515–2547, 2003.
- [364] J. Griffin and M. Lemmon. Does book-to-market equity proxy for distress risk or overreaction. *Working Paper*, pages 1–38, April 2000.
- [365] J. M. Griffin. Are the Fama and French Factors Global or Country Specific? *The Review of Financial Studies*, 15(3) :783–803, June 2002.
- [366] M. Grinblatt, S. Titman, and R. Wermers. Momentum investment strategies, portfolio performance, and herding : A study of mutual fund behavior. *American Economic Review*, pages 1088–1105, 1995.
- [367] A. Y. Gu. The declining January effect : Evidences from the U.S. equity markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 43(2) :395–404, 2003.
- [368] N. Guenster, R. Bauer, J. Derwall, and K. Koedijk. The economic value of corporate eco-efficiency. *European Financial Management*, 17(4) :679–704, September 2010.
- [369] N. Hafzalla, R. Lundholm, and E. M. V. Winkle. Percent accruals. *The Accounting Review*, 86 :209–236, 2011.
- [370] J. Hamilton and G. Lin. Stock market volatility and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 11 :573–593, 1996.
- [371] B. Hamon, J. et Jacquillat. *Recherches en finance du CEREG*. Economica, 1994.
- [372] J. Hamon. Le caractère saisonnier des rentabilités mensuelles à la bourse de Paris. *Finance*, 7(1) :57–74, Juin 1986.
- [373] J. Hamon. *Marchés d’Actions : Architecture et Microstructure*. Gestion Poche. Economica, 1ère édition, Février 1995.
- [374] J. Hamon and B. Jacquillat. Effets janvier et taille à la bourse de Paris. *Cahiers de recherche CEREG*, (9012), 1990.
- [375] J. Hamon and B. Jacquillat. Saisonnalités dans la semaine et la séance à la bourse de Paris. *Cahiers de recherche CEREG*, (9007), 1990.

- [376] J. Hamon and B. Jacquillat. *Le marché français des actions : Études empiriques 1977-1991*, chapter 4, 5, 6, 7. Finance. PUF, 1ère edition, May 1992.
- [377] J. Hamon and B. Jacquillat. *La Bourse. Que sais-je ?* PUF, 1ère edition, Septembre 2002.
- [378] S. Hamori. Test of C-CAPM for Japan : 1980-1988. *Economics Letters*, 38(1) :67–72, January 1992.
- [379] P. Handa, S. Kothari, and C. Wasley. The relation between the return interval and the betas : Implications for the size effect. *Journal of Financial Economics*, 23 :79–100, 1989.
- [380] L. Hansen. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50(4) :1029–1054, 1982.
- [381] L. Hansen and R. Jagannathan. Assessing specification errors in stochastic discount factor models. *Journal of Finance*, 52(2) :557–590, June 1997.
- [382] L. P. Hansen and S. F. Richard. The role of conditioning information in deducing testable restrictions implied by dynamic asset pricing models. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, pages 587–613, 1987.
- [383] L. Harris. A transaction data study of weekly and intradaily patterns in stock returns. *Journal of Financial Economics*, 16 :99–117, 1986.
- [384] J. M. Harrison and D. Kreps. Martingales and arbitrage in multiperiod securities markets. *Journal of Economic Theory*, 20(3) :381–408, 1979.
- [385] C. Harvey. The real term structure and consumption growth. *Journal of Financial Economics*, 22 :305–333, 1988.
- [386] C. Harvey. Forecasts of economic growth from the bond and stock markets. *Financial Analysts Journal*, pages 38–45, 1989.
- [387] C. Harvey, Y. Liu, and H. Zhu. ... and the cross-section of expected returns. *The Review of Financial Studies*, pages 1–64, 2015.
- [388] C. Harvey, Y. Liu, and H. Zhu. ... and the cross-section of expected returns. *The Review of Financial Studies*, 29(1) :5–68, 2016.

- [389] C. Harvey and A. Siddique. Autoregressive conditional skewness. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 34(4) :465–487, April 1999.
- [390] C. R. Harvey and Y. Liu. A census of the factor zoo. *Working Paper*, 2019.
- [391] C. R. Harvey and A. Siddique. Conditional skewness in asset pricing tests. *Journal of Finance*, 55(3) :1263–1295, 2000.
- [392] R. Haugen. *The new finance : the case against efficient markets*. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, New Jersey, 1995.
- [393] R. A. Haugen and N. L. Baker. Commonality in the determinants of expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 41 :401–439, 1996.
- [394] G. Hawawini and D. Keim. *Finance*, volume 9 of *Handbooks in Operations Research and Management Science*, chapter On the Predictability of Common Stock Returns : World-Wide Evidence, pages 497–544. Elsevier Science, 1995.
- [395] G. A. Hawawini and C. Viallet. *Seasonality, size premium and the relationship between the risk and the return of French common stocks*. INSEAD, 1987.
- [396] E. H. Hawkins, S. H. Chamberlin, and W. E. Daniel. Earnings expectations and security prices. *Financial Analysts Journal*, 50 :24–39, 1984.
- [397] M. Heald. Business thought in the twenties : Social responsibility. *American Quarterly*, 13(2) :126–139, 1961.
- [398] M. Heald. The social responsibility of business : Company and community, 1900-1970. *Cleveland : Case Western Reserve University Press*, 1970.
- [399] S. Heston, K. Rouwenhorst, and R. Wessels. The role of beta and size in the cross-section of european stock returns. *European Financial Management*, 5(1) :9–27, 1999.
- [400] A. Hillman and G. D. Keim. Shareholder value, stakeholder management, and social issues : what’s the bottom line? *Strategic Management Journal*, 22(2) :125–139, 2001.
- [401] D. Hirshleifer. Investor psychology and asset pricing. *Journal of Finance*, 56 :1533–1597, 2001.

- [402] D. Hirshleifer, K. Hou, S. H. Teoh, and Y. Zhang. Do investors overvalue firms with bloated balance sheets? *Journal of Accounting and Economics*, 38 :297–331, 2004.
- [403] D. Hirshleifer and D. Jiang. A financing-based misvaluation factor and the cross-section of expected returns. *The Review of Financial Studies*, 23(9) :3401–3436, 2010.
- [404] R. Hodrick and X. Zhang. Evaluating the specification errors of asset pricing models. *Journal of Financial Economics*, 62(2) :327–376, November 2001.
- [405] R. Holme and P. Watts. Corporate social responsibility : Making good business sense. In *World Business Council for Sustainable Development : Geneva*, 2000.
- [406] H. Hong, J. Kubik, and J. Scheinkman. Financial constraints on corporate goodness. *Working Paper*, February 2012.
- [407] H. Hong, T. Lim, and J. C. Stein. Bad news travels slowly : Size, analyst coverage, and the profitability of momentum strategies. *Journal of Finance*, 55(1) :265–295, 2000.
- [408] J. L. Horowitz, T. Loughran, and N. E. Savin. The disappearing size effect. *Research in Economics*, 54(1) :83–100, 2000.
- [409] J. L. Horowitz, T. Loughran, and N. E. Savin. Three analyses of the firm size premium. *Journal of Empirical Finance*, 7(2) :143–153, 2000.
- [410] K. Hou, H. Mo, C. Xue, and L. Zhang. Which Factors?*. *Review of Finance*, 23(1) :1–35, August 2018.
- [411] K. Hou, H. Mo, C. Xue, and L. Zhang. Security analysis : An investment perspective. *Working Paper*, 2019.
- [412] K. Hou and T. J. Moskowitz. Market frictions, price delay, and the cross-section of expected returns. *The Review of Financial Studies*, 18(3) :981–1020, 2005.
- [413] K. Hou and M. A. Van Dijk. Resurrecting the size effect : Firm size, profitability shocks, and expected stock returns. *The Review of Financial Studies*, 32(7) :2850–2889, July 2019.

- [414] K. Hou, C. Xue, and L. Zhang. Digesting anomalies : An investment approach. *The Review of Financial Studies*, 28(3) :650–705, 2015.
- [415] K. Hou, C. Xue, and L. Zhang. A comparison of new factor models. *NBER Working Paper No. 20682*, 2017.
- [416] G. Huberman and S. Kandel. Mean-variance spanning. *Journal of Finance*, 42(4) :873–888, 1987.
- [417] G. Huberman, S. Kandel, and A. Karolyi. Size and industry related covariation of stock returns. *Working Paper, University of Chicago*, 1987.
- [418] S. Hwang and S. E. Satchell. Modelling emerging market risk premia using higher moments. *International Journal of Finance & Economics*, 4(4) :271–296, 1999.
- [419] D. L. Ikenberry and S. Ramnath. Underreaction to self-selected news events : The case of stock splits. *The Review of Financial Studies*, 15(2) :489–526, 2002.
- [420] J. Ingersoll. Multidimensional security pricing. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 10(5) :785–798, 1975.
- [421] R. Israel and T. J. Moskowitz. The role of shorting, firm size, and time on market anomalies. *Journal of Financial Economics*, 108(2) :275–301, 2013.
- [422] K. Jacobs and K. Wang. Idiosyncratic consumption risk and the cross-section of asset returns. *Journal of Finance*, 59(5) :2211–2252, October 2004.
- [423] B. Jacquillat and B. Solnik. *Marché Financiers : Gestion de portefeuille et des risques*, chapter Les marchés financiers : organisation et fonctionnement, pages 29–40. Dunod, 2ème, 1996 edition, 1990.
- [424] B. Jacquillat, B. Solnik, and C. Pérignon. *Marchés financiers : Gestion de portefeuille et des risques*. Management Sup. Dunod, 2014.
- [425] J. F. Jaffe. Special information and insider trading. *The Journal of Business*, 47(3) :410–428, 1974.
- [426] R. Jagannathan and Z. Wang. The conditional CAPM and the cross-section of expected returns. *Journal of Finance*, 51(1) :3–53, March 1996.

- [427] J. Jang and J. Kang. Probability of price crashes, rational speculative bubbles, and the cross-section of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 2018.
- [428] N. Jegadeesh and J. Livnat. Post-earnings-announcement drift : The role of revenue surprises. *Financial Analysts Journal*, 62(2) :22–34, April 2006.
- [429] N. Jegadeesh and J. Livnat. Revenue surprises and stock returns. *Journal of Accounting and Economics*, 41(1) :147–171, April 2006.
- [430] N. Jegadeesh, J. Noh, K. Pukthuanthong, R. Roll, and J. Wang. Empirical tests of asset pricing models with individual assets : Resolving the errors-in-variables bias in risk premium estimation. *Journal of Financial Economics*, 2019.
- [431] N. Jegadeesh and S. Titman. Returns to buying winners and selling losers : Implications for stock market efficiency. *Journal of Finance*, 48(1) :65–91, March 1993.
- [432] G. Jensen and R. Johnson. Discount rate changes and security returns in the U.S., 1962-1991. *Journal of Banking & Finance*, 19 :79–95, 1995.
- [433] G. Jensen, R. Johnson, and J. Mercer. Business conditions, monetary policy, and expected security returns. *Journal of Financial Economics*, 40 :213–237, 1996.
- [434] G. Jensen, R. Johnson, and J. Mercer. New evidence on size and price to book effects in stock returns. *Financial Analysts Journal*, pages 34–42, December 1997.
- [435] G. Jensen, R. Johnson, and J. Mercer. The inconsistency of small firm and value stock premiums. *Journal of Portfolio Management*, pages 27–36, Winter 1998.
- [436] M. Jensen. The performance of mutual funds in the period 1945-1964. *Journal of Finance*, 23(2) :389–416, May 1968.
- [437] M. Jensen. Some anomalous evidence regarding market efficiency. *Journal of Financial Economics*, 6(2-3) :95–101, 1978.
- [438] M. Jensen. Eclipse of the public corporation. *Harvard Business Review*, 67(5) :61–74, 1989.
- [439] M. Jensen and W. Meckling. Theory of firm : Managerial behavior, agency costs, and capital structure. *Journal of Financial Economics*, 3 :305–360, 1976.

- [440] H. Jo and M. Harjoto. The causal effect of corporate governance on corporate social responsibility. *Journal of Business Ethics*, 106 :53–72., 2012.
- [441] P. Jorion and W. Goetzmann. Global stock markets in the twentieth century. *Journal of Finance*, 54(3) :953–980, June 1999.
- [442] E. Jurczenko and B. Maillet. The four-moment capital asset pricing model : some basic results. In *Multi-moment capital asset pricing models and related topics*, pages 1–71. Association Finance-sur-Seine, April 2002.
- [443] D. Kahneman and A. Tversky. Prospect theory : An analysis of decision under risk. *Econometrica*, 47(2) :263–291, 1979.
- [444] R. Kan, C. Robotti, and J. Shanken. Pricing model performance and the two-pass cross-sectional regression methodology. *Journal of Finance*, 68(6) :2617–2649, 2013.
- [445] S. Kandel and R. Stambaugh. Modeling expected stock returns for long and short horizons. Wharton School Rodney L. White Center for Financial Research Working Papers, Wharton School Rodney L. White Center for Financial Research, 1988.
- [446] G. Kaul. Stock returns and inflation : the role of monetary sector. *Journal of Financial Economics*, 18 :253–276, 1987.
- [447] D. Keim. A new look at the effects of firm size and E/P ratio on stock returns. *Financial Analysts Journal*, pages 56–67, 1990.
- [448] D. Keim and R. Stambaugh. Predicting returns in the stock and bond markets. *Journal of Financial Economics*, 17 :357–390, 1986.
- [449] D. B. Keim. Size-related anomalies and stock return seasonality : Further empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, 12(1) :13–32, 1983.
- [450] A. Kempf and P. Osthoff. The effect of socially responsible investing on portfolio performance. *European Financial Management*, 13(5) :908–922, 2007.
- [451] H. S. Kerr. The battle of insider trading vs. market efficiency. *Journal of Portfolio Management*, 6(4) :47–50, 1980.
- [452] D. Kim. The errors in the variables problem in the cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 50(5) :1605–1634, December 1995.

- [453] D. Kim. A reexamination of firm size, book to market, and earnings price in the cross-section of expected stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 32(4) :463–489, December 1997.
- [454] M. Kimball. Standard risk aversion. *Econometrica*, 61(3) :589–611, 1993.
- [455] É. Klein. *Matière à contredire. Essai de philo-physique*. Éditions de l’Observatoire, 2018.
- [456] R. W. Klein and V. S. Bawa. The effect of limited information and estimation risk on optimal portfolio diversification. *Journal of Financial Economics*, 5(1) :89–111, 1977.
- [457] P. Knez and M. Ready. On the robustness of size and book-to-market in cross-sectional regressions. *Journal of Finance*, 52(4) :1355–1382, September 1997.
- [458] S. R. Kole. Measuring managerial equity ownership : A comparison of sources of ownership data. *Journal of Corporate Finance*, 1(3-4) :413–435, 1995.
- [459] A. Kostakis, K. Muhammad, and A. Siganos. Higher co-moments and asset pricing on London Stock Exchange. *Journal of Banking & Finance*, 36(3) :913–922, 2012. Perspectives on International and Corporate Finance.
- [460] S. Kothari and J. Shanken. Book-to-market, dividend yield, and expected market returns : A time series analysis. *Journal of Financial Economics*, 44 :169–203, 1997.
- [461] S. P. Kothari, J. Shanken, and R. G. Sloan. Another look at the cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 50(1) :185–224, 1995.
- [462] S. Kozak, S. Nagel, and S. Santosh. Interpreting factor models. *Journal of Finance*, 73(3) :1183–1223, 2018.
- [463] A. Kraus and R. Litzenberger. Skewness preference and the valuation of risk assets. *Journal of Finance*, 31(4) :1085–1100, September 1976.
- [464] T. Kuhn. *The Structure of Scientific Revolutions*, chapter Anomaly and the Emergence of Scientific Discoveries, pages 52–65. The University of Chicago Press, third, 1996 edition, 1962.
- [465] T. S. Kuhn. La structure des révolutions scientifiques. pages 1–284, 1972.

- [466] R. La Porta, J. Lakonishok, A. Shleifer, and R. Vishny. Good news for value stocks : Further evidence on market efficiency. *Journal of Finance*, 52(2) :859–874, June 1997.
- [467] J. Lackmann, J. Ernstberger, and M. Stich. Market reactions to increased reliability of sustainability information. *Journal of Business Ethics*, 107 :111–128, 2012.
- [468] S. Lajili. Les cycles des affaires, l'évaluation des entreprises et le modèle inconditionnel de Fama et French. *Mémoire de DEA 104, Université Paris IX Dauphine*, pages 1–104, November 2000.
- [469] S. Lajili. Les modèles d'évaluation des actifs financiers et les co-moments d'ordre trois et quatre. *Banques & Marchés*, (81) :39–50, 2006.
- [470] S. Lajili-Jarjir. The Capital Asset Pricing Model and the three factor model of Fama and French revisited in the case of France. *Cahier de Recherche du CEREG, Université Paris IX Dauphine*, pages 1–26, June 2002.
- [471] S. Lajili-Jarjir. *Modélisation quantitative des marchés financiers : quatre essais sur le modèle à trois facteurs dans le cas français*. PhD thesis, University Paris Dauphine, December 2003.
- [472] S. Lajili-Jarjir. Explaining the cross-section returns in france : Characteristics or risk factors? *The European Journal of Finance*, 13(2) :145–158, February 2007.
- [473] S. Lajili-Jarjir. *La Modélisation Quantitative des Marchés Financiers : Synthèse théorique et études empiriques*. Editions Universitaires Européennes, 2010.
- [474] S. Lajili-Jarjir, A. Nasreddine, and M. Desban. A Corporate Social Responsible asset pricing model. *Working Paper*, 2019.
- [475] J. Lakonishok and A. Shapiro. Stock returns, beta, variance and size : An empirical analysis. *Financial Analysts Journal*, pages 36–41, July-August 1984.
- [476] J. Lakonishok and A. Shapiro. Systematic risk, total risk and size as determinants of stock market returns. *Journal of Banking & Finance*, 10(1) :115–132, 1986.
- [477] J. Lakonishok, A. Shleifer, and R. W. Vishny. The impact of institutional trading on stock prices. *Journal of Financial Economics*, 32(1) :23–43, 1992.

- [478] J. Lakonishok, A. Shleifer, and R. W. Vishny. Contrarian investment, extrapolation, and risk. *Journal of Finance*, 49(5) :1541–1578, 1994.
- [479] R. LaPorta. Expectations and the cross-section of stock returns. *Journal of Finance*, 51 :1715–1742, 1996.
- [480] U. Lee. The impact of financial deregulation on the relationship between stock prices and monetary policy. *The Quarterly Journal of Business and Economics*, 33(3) :37–50, Summer 1994.
- [481] Y. Lempérière, C. Deremble, T.-T. Nguyen, P. Seager, M. Potters, and J.-P. Bouchaud. Risk premia : Asymmetric tail risks and excess returns. *Quantitative Finance*, 17(1) :1–14, 2017.
- [482] S. LeRoy. Efficient capital markets : Comment. *Journal of Finance*, 31(1) :139–141, 1976.
- [483] B. Lev. On the usefulness of earnings and earnings research : Lessons and directions from two decades of empirical research. *Journal of Accounting Research*, 27 :153–192, 1989.
- [484] R. Levine and S. Zervos. Stock markets, banks, and economic growth. *American Economic Review*, pages 537–58, June 1998.
- [485] D. Levy and R. Kaplan. Csr and theories of global governance : strategic contestation in global issue arenas. *The Oxford handbook of CSR*, pages 432–451, 2008.
- [486] H. Levy, E. DeGiorgi, and T. Hens. Prospect theory and the CAPM : A contradiction or coexistence? *NCCR-Finrisk Working paper, University of Zurich*, 2003.
- [487] H. Levy, E. DeGiorgi, and T. Hens. Two paradigms and nobel prizes in economics : A contradiction or coexistence? *European Financial Management*, 18(2) :163–182, March 2012.
- [488] M. Levy and R. Roll. The market portfolio may be mean/variance efficient after all. *The Review of Financial Studies*, 23 :2464–2491, 2010.
- [489] J. Lewellen. The time series relations among expected return, risk, and book-to-market. *Journal of Financial Economics*, 54 :5–43, 1999.

- [490] J. Lewellen, S. Nagel, and J. Shanken. A skeptical appraisal of asset pricing tests. *Journal of Financial Economics*, 96(2) :175–194, 2010.
- [491] H. Li, Y. Xu, and X. Zhang. Evaluating asset pricing models using the second Hansen-Jagannathan distance. *Journal of Financial Economics*, 97(2) :279–301, 2010.
- [492] J. Liew and M. Vassalou. Can book-to-market, size and momentum be risk factors that predict economic growth? *Journal of Financial Economics*, 57 :221–245, 2000.
- [493] C. Lin. Another look at the size and book-to-market effects on stock returns. *School of Finance and Business Economics Working Paper Series*, pages 1–12, February 2001.
- [494] C. Lin and R. Sears. Misspecification of CAPM : Implication for size and book-to-market effect. *School of Finance and Business Economics Working Paper Series*, pages 1–18, February 2001.
- [495] J. Lintner. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1) :13–37, 1965.
- [496] R. Litzenberger and M. Rubinstein. The strong case for the generalized logarithmic utility model as the premier model of financial markets. *Journal of Finance*, 31(2) :551–571, 1976.
- [497] R. H. Litzenberger and K. Ramaswamy. The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices : Theory and empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, 7(2) :163–195, 1979.
- [498] A. Lo. Stock market prices do not follow random walks : Evidence from a simple specification test. *The Review of Financial Studies*, 1(1) :41–66, 1988.
- [499] A. W. Lo and A. C. MacKinlay. Data-snooping biases in tests of financial asset pricing models. *The Review of Financial Studies*, 3(3) :431–467, 1990.
- [500] L. L. Lopes. Between hope and fear : The psychology of risk. *Advances in Experimental Social Psychology*, 20 :255–295, 1987.

- [501] K. Lou. Industry information diffusion and the lead-lag effect in stock returns. *The Review of Financial Studies*, 20(4) :1113–1138, January 2007.
- [502] T. Loughran and A. M. Vijh. Do long-term shareholders benefit from corporate acquisitions? *Journal of Finance*, 52(5) :1765–1790, 1997.
- [503] T. Loughran and J. W. Wellman. New evidence on the relation between the enterprise multiple and average stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 46 :1629–1650, 2011.
- [504] I. Lourenço, M. Branco, J. D. Curto, and Eugenio. How does the market value corporate sustainability performance? *Journal of Business Ethics*, 108 :417–428, 2012.
- [505] R. Lucas. Asset prices in an exchange economy. *Econometrica*, 46(6) :1429–1445, November 1978.
- [506] J. Lund and T. Engsted. GMM and present value tests of the C-CAPM : Evidence from the Danish, German, Swedish and UK stock markets. *Journal of International Money and Finance*, 15(4) :497–521, 1996.
- [507] J. Luo, A. Subrahmanyam, and S. Titman. A parsimonious model of momentum and reversals in financial markets. *Working Paper*, April 2019.
- [508] E. Lyandres, L. Sun, and L. Zhang. The new issues puzzle : Testing the investment-based explanation. *The Review of Financial Studies*, 21(6) :2825–2855, 2008.
- [509] A. MacKinlay. Multifactor models do not explain deviations from the CAPM. *Journal of Financial Economics*, 38 :3–28, 1995.
- [510] A. C. MacKinlay. On multivariate tests of the CAPM. *Journal of Financial Economics*, 18(2) :341–371, 1987.
- [511] S. Malamud and G. Vilkov. Non-myopic betas. *Journal of Financial Economics*, 129(2) :357–381, 2018.
- [512] E. Malinvaud. *Voies de la Recherche Macroéconomique*. Editions Odile Jacob, February 1991.

- [513] B. Malkiel. Efficient market hypothesis. Newman, P., M. Milgate and J. Eatwell (eds), *New Palgrave Dictionary of Money and Finance*, Macmillan, London, 1992.
- [514] B. G. Malkiel. Returns from investing in equity mutual funds 1971 to 1991. *Journal of Finance*, 50(2) :549–572, 1995.
- [515] B. G. Malkiel. The efficient market hypothesis and its critics. *Journal of Economic Perspectives*, 17(1) :59–82, 2003.
- [516] B. G. Malkiel. Reflections on the efficient market hypothesis : 30 years later. *The Financial Review*, 40(1) :1–9, 2005.
- [517] B. G. Malkiel. *A random walk down Wall Street : the time-tested strategy for successful investing*. WW Norton & Company, 2007.
- [518] U. Malmensier and G. Tate. CEO overconfidence and corporate investment. *Journal of Finance*, 60(6) :2661–2700, 2005.
- [519] N. G. Mankiw and M. D. Shapiro. Risk and return : Consumption beta versus market beta. *The Review of Economics and Statistics*, 68(3) :452–459, 1986.
- [520] E. Manresa, F. Peñaranda, and E. Sentana. Empirical evaluation of overspecified asset pricing models. CEPR Discussion Papers 12085, C.E.P.R. Discussion Papers, June 2017.
- [521] J. D. Margolis and J. P. Walsh. Misery loves companies : Rethinking social initiatives by business. *Administrative Science Quarterly*, 48 :268–305, 2003.
- [522] H. Markowitz. Portfolio selection. *Journal of Finance*, 7(1) :77–91, 1952.
- [523] H. Markowitz. *Portfolio Selection : Efficient Diversification of Investments*. Second Edition, Blackwell, 1996.
- [524] D. Matten and J. Moon. 'implicit' and 'explicit' CSR : A conceptual framework for a comparative understanding of corporate social responsibility. *Academy of Management Review*, 33 :404–424, 2008.
- [525] J. J. McConnell and H. Servaes. Additional evidence on equity ownership and corporate value. *Journal of Financial Economics*, 27(2) :595–612, 1990.

- [526] J. J. McConnell and H. Servaes. Equity ownership and the two faces of debt. *Journal of Financial Economics*, 39(1) :131–157, 1995.
- [527] R. D. Mclean and J. Pontiff. Does academic research destroy stock return predictability? *Journal of Finance*, 71(1) :5–32, February 2016.
- [528] A. McWilliams and D. Siegel. Corporate social responsibility : A theory of the firm perspective. *The Academy of Management Review*, 26(1) :117–127, January 2001.
- [529] R. Mehra and E. Prescott. The equity premium : A puzzle. *Journal of Monetary Economics*, 15(2) :145–161, March 1985.
- [530] R. Mehra and E. Prescott. The equity premium in retrospect. In G. Constantinides, M. Harris, and R. M. Stulz, editors, *Handbook of the Economics of Finance*, volume 1, Part 2, chapter 14, pages 889–938. Elsevier, 1 edition, 2003.
- [531] H. Mehran. Executive compensation structure, ownership, and firm performance. *Journal of Financial Economics*, 38(2) :163–184, 1995.
- [532] L. Menzly and O. Ozbas. Market segmentation and cross-predictability of returns. *Journal of Finance*, 65(4) :1555–1580, August 2010.
- [533] R. C. Merton. An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica*, 41(5) :867–887, September 1973.
- [534] R. C. Merton. A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *Journal of Finance*, 42(3) :483–510, 1987.
- [535] M. Michou, S. Mouselli, and A. Stark. On the differences in measuring SMB and HML in the UK - Do they matter? *The British Accounting Review*, 46 :281–294, 2014.
- [536] M. Michou, S. Mouselli, and A. W. Stark. Fundamental analysis and the modelling of normal returns in the UK. *Working Paper*, pages 1–34, May 2010.
- [537] V. Mignon. Les ambiguïtés de la théorie de l’efficience informationnelle des marchés financiers. *Regards croisés sur l’économie*, (1) :104–117, 2008.
- [538] V. Mignon and S. Lardic. *L’efficience informationnelle des marchés financiers*. Repères, 2006.

- [539] M. Miller and F. Modigliani. Dividend policy, growth, and the valuation of shares. *The Journal of Business*, 34, 1961.
- [540] M. L. Mitchell and E. Stafford. Managerial decisions and long-term stock price performance. *The Journal of Business*, 73(3) :287–329, 2000.
- [541] T. Mitton and K. Vorkink. Equilibrium underdiversification and the preference for skewness. *The Review of Financial Studies*, 20(4) :1255–1288, 2007.
- [542] T. Mitton and K. Vorkink. Why do firms with diversification discounts have higher expected returns? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45(6) :1367–1390, 2010.
- [543] F. Modigliani and M. H. Miller. The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American*, 1 :3, 1958.
- [544] P. S. Mohanram. Separating winners from losers among low book-to-market stocks using financial statement analysis. *Review of Accounting Studies*, 2005.
- [545] E. Molay. Le modèle de rentabilité à trois facteurs de Fama et French (1993) : le cas français. *Working Paper, CEROG, Aix-Marseille*, pages 1–27, 1999.
- [546] E. Molay. *Modélisation Empirique de la Rentabilité : Le Modèle à Trois Facteurs, Une Alternative au Modèle de Marché?* Thèse en Sciences de Gestion, Université de Droit, d’Economie et des Sciences d’Aix-Marseille, December 2001.
- [547] F. Moraux. *Finance de Marché*. Pearson Education France, 2010.
- [548] R. Morck, A. Shleifer, and R. W. Vishny. Management ownership and market valuation : An empirical analysis. *Journal of Financial Economics*, 20 :293–315, 1988. The Distribution of Power Among Corporate Managers, Shareholders, and Directors.
- [549] O. Morgenstern and J. Von Neumann. *Theory of games and economic behavior*. Princeton university press, 1953.
- [550] J. Morsink, T. Helbling, T. S., and E. Conover. *Perspectives de l’économie mondiale : Récessions et Reprises*. Fonds Monétaire International, April 2002.

- [551] M. Moskowitz. Choosing socially responsible stocks. *Business and Society Review*, 1 :71–75, 1972.
- [552] T. J. Moskowitz and M. Grinblatt. Do industries explain momentum? *Journal of Finance*, 54(4) :1249–1290, August 1999.
- [553] J. Mossin. Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, 34(4) :768–783, 1966.
- [554] S. C. Myers. The capital structure puzzle. *Journal of Finance*, 39(3) :574–592, 1984.
- [555] A. Nasreddine and S. Lajili-Jarjir. Scrutinizing portfolio strategies and asset pricing models : The French case. *Bankers Markets & Investors : An academic & professional review*, (146) :38–48, January 2017.
- [556] E. Nelling and E. Webb. Corporate social responsibility and financial performance : The "virtuous circle" revisited. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 32 :197–209, 2009.
- [557] S. Nicholson. Price-earnings ratios. *Financial Analysts Journal*, July-August 1960.
- [558] S. Nicholson. Price-earnings in relation to investment results. *Financial Analysts Journal*, 24(1), January-February 1968.
- [559] G. Nicodano and L. Regis. A trade-off theory of ownership and capital structure. *Journal of Financial Economics*, 131(3) :715–735, 2019.
- [560] R. Novy-Marx. On the excess returns to illiquidity. *Working Paper*, pages 1–16, April 2004.
- [561] R. Novy-Marx. An equilibrium model of investment under uncertainty. *The Review of Financial Studies*, 20(5) :1461–1502, 2007.
- [562] R. Novy-Marx. Is momentum really momentum? *Journal of Financial Economics*, 103(3) :429–453, 2012.
- [563] R. Novy-Marx. The other side of value : The gross profitability premium. *Journal of Financial Economics*, 108(1) :1–28, April 2013.
- [564] R. Novy-Marx. The quality dimension of value investing. *Working Paper*, pages 1–54, 2013.

- [565] R. Novy-Marx. Predicting anomaly performance with politics, the weather, global warming, sunspots, and the stars. *Journal of Financial Economics*, 112(2) :137–146, 2014.
- [566] R. Novy-Marx. Understanding defensive equity. Technical report, National Bureau of Economic Research, 2014.
- [567] R. Novy-Marx. Backtesting strategies based on multiple signals. Technical report, National Bureau of Economic Research, 2015.
- [568] R. Novy-Marx. Fundamentally, momentum is fundamental momentum. Technical report, National Bureau of Economic Research, 2015.
- [569] T. Odean. Are investors reluctant to realize their losses? *Journal of Finance*, 53(5) :1775–1798, 1998.
- [570] J. A. Ohlson. Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Research*, 18(1) :109–131, 1980.
- [571] J. A. Ohlson. Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary accounting research*, 11(2) :661–687, 1995.
- [572] J. A. Ohlson and B. E. Juettner-Nauroth. Expected EPS and EPS growth as determinants of value. *Review of Accounting Studies*, 10(2-3) :349–365, 2005.
- [573] I. Oikonomou, C. Brooks, and s. Pavelin. The impact of corporate social performance on financial risk and utility : A longitudinal analysis. *Financial Management*, pages 483–515, 2012.
- [574] A. Okoye. Theorising corporate social responsibility as an essentially contested concept : Is a definition necessary? *Journal of Business Ethics*, 89(4) :613–627, 2009.
- [575] T. C. Opler and S. Titman. Financial distress and corporate performance. *Journal of Finance*, 49(3) :1015–1040, 1994.
- [576] A. Orléan. Efficience, finance comportementale et convention : une synthèse théorique. *Les crises financières, Rapport de Conseil d'Analyse Economique*, 50 :241–270, 2004.
- [577] A. Orléan. *Handbook of Knowledge and Economics*. Edward Elgar Publishing, 2006.

- [578] A. Orléan. La notion de valeur fondamentale est-elle indispensable à la théorie financière? *Regards croisés sur l'économie*, 3, September 2008.
- [579] J. Pasquero. La responsabilité sociale de l'entreprise comme objet des sciences de gestion : le concept et sa portée. *M.F. Bouthillier-Turcotte et A. Salmon (eds.), Responsabilité sociale et environnementale de l'entreprise. Sillery : Presses de l'Université du Québec*, pages 112–143, 2005.
- [580] L. Pástor and R. F. Stambaugh. Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political Economy*, 111(3) :642–685, 2003.
- [581] L. Pástor and R. F. Stambaugh. Predictive systems : Living with imperfect predictors. *Journal of Finance*, 64(4) :1583–1628, 2009.
- [582] L. Pástor and R. F. Stambaugh. Are stocks really less volatile in the long run? *Journal of Finance*, 67(2) :431–478, 2012.
- [583] A. Patelis. Stock return predictability and the role of monetary policy. *Journal of Finance*, 52(5) :1951–1972, December 1997.
- [584] D. Pearce and V. Roley. Stock prices and economic news. *Journal of Business*, 58(1) :49–67, 1985.
- [585] F. Peñaranda and E. Sentana. A Unifying Approach to the Empirical Evaluation of Asset Pricing Models. *The Review of Economics and Statistics*, 97(2) :412–435, May 2015.
- [586] S. H. Penman, S. A. Richardson, and I. Tuna. The book-to-price effect in stock returns : Accounting for leverage. *Journal of Accounting Research*, 45(2) :427–467, 2007.
- [587] S. H. Penman, S. A. Richardson, and I. Tuna. The book-to-price effect in stock returns : Accounting for leverage. *Journal of Accounting Research*, 45(2) :427–467, 2007.
- [588] G. Perez-Quiros and A. Timmermann. Firm size and cyclical variations in stock returns. *Journal of Finance*, 55(3) :1229–1262, June 2000.

- [589] M. A. Petersen. Estimating standard errors in finance panel data sets : Comparing approaches. *The Review of Financial Studies*, 22(1) :435–480, June 2009.
- [590] G. Pettengill, S. Sundaram, and I. Mathur. The conditional relation between beta and returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30(1) :101–116, March 1995.
- [591] J. Piotroski. Value investing : The use of historical financial statement information to separate winners from losers. *Journal of Accounting Research*, 38, Supplement : Studies on accounting information and the economics of the firm :1–41, 2000.
- [592] J. Pontif and A. Woodgate. Share issuance and cross-sectional returns. *Journal of Finance*, 63 :921–945, 2008.
- [593] J. Pontiff and L. Schall. Book-to-market ratios as predictors of market returns. *Journal of Financial Economics*, 49(2) :141–160, 1998.
- [594] K. R. Popper. *La Logique de la découverte scientifique*. Bibliothèque scientifique, 1935.
- [595] M. Porter and M. Kramer. The big idea : Creating shared value. How to reinvent capitalism and unleash a wave of innovation and growth. *Harvard Business Review*, 89 :62–77, 1 2011.
- [596] R. Portrait and P. Poncet. *Finance de marché*. 3 edition, 2012.
- [597] J. Poterba and L. Summers. The persistence of volatility and stock market fluctuations. *American Economic Review*, 76(5) :1142–1151, 1986.
- [598] J. Poterba and L. Summers. Mean reversion in stock prices : Evidence and implications. *Journal of Financial Economics*, 22(1) :27–59, 1988.
- [599] G. A. Preinreich. Annual survey of economic theory : The theory of depreciation. *Econometrica*, 6(3) :219–241, July 1938.
- [600] R. Priestley. Time-varying persistence in expected returns. *Journal of Banking & Finance*, 25(7) :1271–1286, 2001.
- [601] R. Rau and T. Vermaelen. Glamour, value and the post-acquisition performance of acquiring firms. *Journal of Financial Economics*, 49(2) :223–253, 1998.

- [602] A. Rebérioux. Governance d'entreprise et théorie de la firme. Quelle(s) alternative(s) à la valeur actionnariale? *Revue d'économie industrielle*, 104(1) :85–110, 2003.
- [603] J. Regnault. *Calcul des chances et philosophie de la bourse*. Mallet-Bachelier, 1863.
- [604] M. R. Reinganum. Misspecification of capital asset pricing : Empirical anomalies based on earnings' yields and market values. *Journal of Financial Economics*, 9(1) :19–46, 1981.
- [605] M. R. Reinganum. Market microstructure and asset pricing : An empirical investigation of NYSE and NASDAQ securities. *Journal of Financial Economics*, 28(1-2) :127–147, 1990.
- [606] M. R. Reinganum. The significance of market capitalization in portfolio management over time. *Journal of Portfolio Management*, 25(4) :39–50, 1999.
- [607] M. Richardson and T. Smith. A test for multivariate normality in stock returns. *The Journal of Business*, 66(2) :295–321, 1993.
- [608] S. Richardson, R. G. Sloan, M. Soliman, and I. Tuna. Accrual reliability, earnings persistence and stock prices. *Journal of Accounting and Economics*, 39(3) :437–485, 2005.
- [609] J. Ritter. The long-run performance of initial public offerings. *Journal of Finance*, 46(1) :3–27, 1991.
- [610] H. Roberts. Statistical versus clinical prediction of the stock market. *Unpublished manuscript*, 1967.
- [611] R. Rogalski and J. Vinso. Stock returns, money supply and the direction of causality. *Journal of Finance*, 32(4) :1017–1130, September 1977.
- [612] P. Roger and A. Schatt. Entrepreneur's overconfidence, private benefits and the market performance of the firm. *International Journal of Entrepreneurship and Small Business*, 24(3) :289–301, 2015.
- [613] T. Roger, W. Bousselmi, P. Roger, and M. Willinger. Another law of small numbers : Patterns of trading prices in experimental markets. *Paris December 2017 Finance Meeting EUROFIDAI - AFFI - Working Paper*, pages 1–31, October 2017.

- [614] T. Roger, P. Roger, and A. Schatt. Behavioral bias in number processing : Evidence from analysts' expectations. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 149 :315–331, 2018.
- [615] D. Y.-J. K. Roger G. Ibbotson, Zhiwu Chen and W. Y. Hu. Liquidity as an investment style. *Financial Analysts Journal*, 69(3) :30–44, 2013.
- [616] T.-Y. Roh, C. Lee, and B.-K. Min. Consumption growth predictability and asset prices. *Journal of Empirical Finance*, 51 :95–118, 2019.
- [617] R. Roll. A critique of the asset pricing theory's tests Part I : On past and potential testability of the theory. *Journal of Financial Economics*, 4(2) :129–176, 1977.
- [618] R. Roll. A possible explanation of the small firm effect. *Journal of Finance*, 36(4) :879–888, 1981.
- [619] R. Roll. The hubris hypothesis of corporate takeovers. *Journal of Business*, 59(2) :197–216, 1986.
- [620] B. Rosenberg, K. Reid, and R. Lanstein. Persuasive evidence of market inefficiency. *Journal of Portfolio Management*, 11(3) :9–16, Spring 1985.
- [621] S. A. Ross. The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13(3) :341–360, 1976.
- [622] K. G. Rouwenhorst. International momentum strategies. *Journal of Finance*, 53(1) :267–284, February 1998.
- [623] M. Rozeff. Dividend yields are equity risk premiums. *Journal of Portfolio Management*, pages 68–75, 1984.
- [624] M. E. Rubinstein. A mean-variance synthesis of corporate financial theory. *Journal of Finance*, 28(1) :167–181, 1973.
- [625] M. E. Rubinstein. The valuation of uncertain income streams and the pricing of options. *The Bell Journal of Economics*, 7(2) :407–425, 1976.
- [626] G. Rubio. An empirical evaluation of the intertemporal capital asset pricing model : the stock market in Spain. *Journal of Business Finance & Accounting*, 16(5) :729–743, Winter 1989.

- [627] R. Sadka. Momentum and post-earnings-announcement drift anomalies : The role of liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, 80(2) :309–349, 2006.
- [628] P. A. Samuelson. Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. *Industrial management review*, 6(2), 1965.
- [629] L. J. Savage. *The foundations of statistics*. Courier Corporation, 1954.
- [630] P. Scanlon. New goods and asset prices. *Journal of Financial Economics*, 132(3) :140–157, 2019.
- [631] G. W. Schwert. Size and stock returns, and other empirical regularities. *Journal of Financial Economics*, 12(1) :3–12, 1983.
- [632] G. W. Schwert. Why does stock market volatility change over time? *Journal of Finance*, 44(5) :1115–1153, December 1989.
- [633] G. W. Schwert. Stock returns and real activity : a century of evidence. *Journal of Finance*, 45(4) :1237–1257, September 1990.
- [634] G. W. Schwert. Anomalies and market efficiency. In *Financial Markets and Asset Pricing*, volume 1 of *Handbook of the Economics of Finance*, pages 939–974. Elsevier, 2003.
- [635] G. Sellon. The role of the discount rate in monetary policy : A theoretical analysis. *Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City*, 65(6) :3–15, 1980.
- [636] J. Shanken and G. Zhou. Estimating and testing beta pricing models : Alternative methods and their performance in simulations. *Journal of Financial Economics*, 84(1) :40–86, 2007.
- [637] M. Sharfman and C. Fernando. Environmental risk management and the cost of capital. *Strategic Management Journal*, 29(6) :569–592, 2008.
- [638] W. F. Sharpe. Capital asset prices : A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19(3) :425–442, 1964.
- [639] W. F. Sharpe. New evidence on the capital asset pricing model : Discussion. *Journal of Finance*, 33(3) :917–920, 1978.

- [640] H. Shefrin and M. Statman. Behavioral portfolio theory. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35(02) :127–151, 2000.
- [641] R. C. Shiller. The volatility of long-term interest rates and expectations models of the term structure. *Journal of Political Economy*, 87(61) :1190–1219, 1979.
- [642] R. C. Shiller. Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends. *American Economic Review*, 71(3) :421–36, June 1981.
- [643] R. C. Shiller. Stock prices and social dynamics. *Brookings papers on Economic Activity Review*, 2 :457–510, 1984.
- [644] R. C. Shiller. Irrational exuberance. *Philosophy & Public Policy Quarterly*, 20(1) :18–23, 2000.
- [645] A. Shleifer. Inefficient markets : An introduction to behavioural finance. *Oxford University Press UK*, 2000.
- [646] A. Shleifer and R. W. Vishny. Managerial entrenchment : The case of manager-specific investments. *Journal of Financial Economics*, 25(1) :123–139, 1989.
- [647] H. Short and K. Keasey. Managerial ownership and the performance of firms : Evidence from the uk. *Journal of Corporate Finance*, 5(1) :79–101, 1999.
- [648] M. Sihem and H. Slaheddine. The impact of higher order moments on market risk assessment. *Procedia Economics and Finance*, 13 :143–153, 2014. First Annual Tunisian Society for Financial Studies (TSFS) Finance Conference 2013.
- [649] M. A. Simkowitz and W. L. Beedles. Diversification in a three-moment world. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13(5) :927–941, 1978.
- [650] R. G. Sloan. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *The Accounting Review*, 71(3) :289–315, July 1996.
- [651] M. T. Soliman. The use of DuPont analysis by market participants. *The Accounting Review*, 83(3) :823–853, 2008.
- [652] B. Solnik. The distribution of daily stock returns and settlement procedures : The Paris bourse. *Journal of Finance*, 45(5) :1601–1609, December 1990.

- [653] B. Solnik and L. Bousquet. Day-of-the-week effect on the Paris bourse. *Journal of Banking & Finance*, 14(2–3) :461–468, 1990.
- [654] F. R. Stambaugh. On the exclusion of assets from tests of the two-parameter model : A sensitivity analysis. *Journal of Financial Economics*, 10(3) :237–268, 1982.
- [655] R. F. Stambaugh and Y. Yuan. Mispricing factors. *The Review of Financial Studies*, 30(4) :1270–1315, April 2017.
- [656] D. Stattman. Book values and expected stock returns. *The Chicago MBA, A Journal of Selected Papers*, pages 25–45, 1980.
- [657] J. E. Stiglitz and C. E. Walsh. *Economics*. W. W. Norton, 4 edition, December 2005.
- [658] L. Summers. Does the stock market rationally reflect fundamental values? *Journal of Finance*, 41(3) :591–601, 1986.
- [659] F. Sédillot. La pente des taux contient-elle de l’information sur l’activité économique future? *Banque de France*, pages 1–26, June 1999.
- [660] S. H. Teoh, I. Welch, and T. Wong. Earnings management and the long-run market performance of initial public offerings. *Journal of Finance*, 53(6) :1935–1974, 1998.
- [661] A. Thauvron, M. Desban, P. Astolfi, and S. Lecarpentier-Moyal. Valorisation des actifs et taux d’actualisation en IFRS : Une prime de taille existe-t-elle sur le marché français? *Working Paper*, 2019.
- [662] J. K. Thomas and H. Zhang. Inventory changes and future returns. *Review of Accounting Studies*, 7(2–3) :163–187, 2002.
- [663] J. K. Thomas and H. Zhang. Tax expense momentum. *Journal of Accounting Research*, 49(3) :791–821, June 2011.
- [664] W. Thorbecke. On stock market returns and monetary policy. *Journal of Finance*, 52(2) :635–654, June 1997.
- [665] S. Titman, K. C. J. Wei, and F. Xie. Capital investments and stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39(4) :677–700, 2004.

- [666] J. Tobin. Liquidity preference as behavior towards risk. *The Review of Economic Studies*, 25(2) :65–86, February 1958.
- [667] H. Turtle, A. Buse, and B. Korkie. Tests of conditional asset pricing with time varying moments and risk prices. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29(1) :15–29, March 1994.
- [668] A. Tversky and D. Kahneman. Judgment under uncertainty : Heuristics and biases. *Science*, 185(4157) :1124–1131, September 1974.
- [669] A. A. Ullmann. Data in search of a theory : A critical examination of the relationships among social performance, social disclosure, and economic performance of u. s. firms. *The Academy of Management Review*, 10(3) :540–557, 1985.
- [670] H. Van Luijk. *Les trois faces de la responsabilité*. Entreprise, La vague éthique, 1990.
- [671] S. Vance. Are socially responsible corporations good investment risks? *Management Review*, 64(8) :18–24, 1975.
- [672] M. VanDijk. Is size dead? A review of the size effect in equity returns. *Journal of Banking & Finance*, 35(12) :3263–3274, 2011.
- [673] M. Vassalou. News related to future GDP growth as a risk factor in equity returns. *Journal of Financial Economics*, 68(1) :47–73, 2003.
- [674] D. J. Vogel. Is there a market for virtue? : The business case for corporate social responsibility. *California management review*, 47(4) :19–45, 2005.
- [675] J. Von Neumann and O. Morgenstern. *Theory of Games and Economic Behavior*. Princeton University Press, 1947.
- [676] T. Vuolteenaho. What drives firm-level stock returns? *Journal of Finance*, 57(1) :233–264, 2002.
- [677] S. Waddock and S. Graves. Corporate social performance financial performance link. *Strategic Management Journal*, 18(4) :303–319, 1997.
- [678] S. Wahal. The profitability and investment premium : Pre-1963 evidence. *Journal of Financial Economics*, 131(2) :362–377, 2019.

- [679] K. D. Walsh. Is the ex ante risk premium always positive ? further evidence. *Australian Journal of Management*, 31(1) :93–113, 2006.
- [680] K. Q. Wang. Asset pricing with conditioning information : A new test. *Journal of Finance*, 58(1) :161–196, 2003.
- [681] A. Watanabe, Y. Xu, T. Yao, and T. Yu. The asset growth effect : Insights from international equity markets. *Journal of Financial Economics*, 108(2) :529–563, 2013.
- [682] R. Waud. Public interpretation of federal reserve discount rate changes : Evidence on the announcement effect. *Econometrica*, 38(2) :231–250, March 1970.
- [683] R. Whitaker. The early stages of financial distress. *Journal of Economics and Finance*, 23(2) :123–132, 1999.
- [684] J. Williams. *The Theory of Investment Value*. Harvard University Press, 1938.
- [685] K. H. Wruck. Financial distress, reorganization, and organizational efficiency. *Journal of Financial Economics*, 27(2) :419–444, 1990.
- [686] H. Xie. The mispricing of abnormal accruals. *The Accounting Review*, 76(3) :357–373, 2001.
- [687] Y. Xing. Interpreting the value effect through the Q-theory : An empirical investigation. *The Review of Financial Studies*, 21(4) :1767–1795, 2008.
- [688] Y. Xu and X. Yao. Extending the Hansen-Jagannathan distance measure of model misspecification. *Finance Research Letters*, 29(C) :384–392, 2019.
- [689] H. Zhang, N. Wang, Y. Li, and Y. Zhan. Bayesian asset pricing testing under multivariate t-distribution. *Applied Economics Letters*, 26(11) :898–901, 2018.
- [690] W. Ziemba. Worldwide security market regularities. *European Journal of Operational Research*, 74 :198–229, 1994.