

UNIVERSITÉ PARIS IX - DAUPHINE  
UFR SCIENCES DES ORGANISATIONS  
CENTRE DE RECHERCHES SUR LA GESTION (CEREG)

**MODÉLISATION QUANTITATIVE DES MARCHÉS  
FINANCIERS : QUATRE ESSAIS SUR LE MODÈLE A  
TROIS FACTEURS DANS LE CAS FRANÇAIS**

**THÈSE**

*pour l'obtention du titre de*

**DOCTEUR EN SCIENCES DE GESTION**

*(arrêté du 30 mars 1992)*

*présentée et soutenue publiquement par*

**Souad LAJILI**

**JURY**

**Directeur de recherche :**     **Monsieur Jacques HAMON**  
Professeur à l'Université Paris IX-Dauphine

**Rapporteurs :**               **Monsieur Florin AFTALION**  
Professeur à l'ESSEC

**Monsieur Pascal GRANDIN**  
Professeur à l'Université Paris XII Val de Marne

**Suffragant :**                 **Monsieur Patrick ROGER**  
Professeur à l'Université Louis Pasteur de Strasbourg I

**17 décembre 2003**

*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.*

MODÉLISATION QUANTITATIVE DES MARCHÉS  
FINANCIERS :  
QUATRE ESSAIS SUR LE MODÈLE À TROIS  
FACTEURS DANS LE CAS FRANÇAIS

By  
Souad LAJILI

SUBMITTED IN PARTIAL FULFILLMENT OF THE  
REQUIREMENTS FOR THE DEGREE OF  
DOCTORAT EN SCIENCES DE GESTION  
AT  
UNIVERSITÉ DE PARIS DAUPHINE  
PLACE DU MARÉCHAL DE LATTRE DE TASSIGNY PARIS 75775  
OCTOBRE 2003

© Copyright by Souad LAJILI, 2003

UNIVERSITÉ DE PARIS DAUPHINE  
DEPARTMENT OF  
CEREG

The undersigned hereby certify that they have read and recommend to the Faculty of Graduate Studies for acceptance a thesis entitled “**Modélisation Quantitative des marchés financiers : Quatre essais sur le modèle à trois facteurs dans le cas Français**” by **Souad LAJILI** in partial fulfillment of the requirements for the degree of **Doctorat en Sciences De Gestion**.

Dated: Octobre 2003

Supervisor:

\_\_\_\_\_  
Professeur Jacques HAMON

Readers:

\_\_\_\_\_  
  
\_\_\_\_\_

# UNIVERSITÉ DE PARIS DAUPHINE

Date: **Octobre 2003**

Author: **Souad LAJILI**

Title: **Modélisation Quantitative des marchés  
financiers : Quatre essais sur le modèle à trois  
facteurs dans le cas Français**

Department: **CEREG**

Degree: **M.Sc.** Convocation: **Novembre** Year: **2003**

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

---

Signature of Author

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.

*Pour ma mère Aïcha et mon père Kilani.*

# Table des matières

Table des matières	v
Liste des tableaux	ix
Table des figures	xiii
Remerciements	xv
Introduction générale	1
<b>1 Les modèles d'évaluation des actifs financiers : quelques enseignements de la littérature financière et économique</b>	<b>11</b>
1.1 Introduction . . . . .	11
1.2 Le modèle à un seul facteur de risque . . . . .	12
1.2.1 Les origines et le fondement théorique . . . . .	12
1.2.2 Les tests et les applications empiriques . . . . .	13
1.3 Les modèles multi-factoriels d'évaluation des actifs financiers . . . . .	19
1.4 Le modèle inter-temporel d'évaluation des actifs fondé sur la consommation . . . . .	21
1.5 Les applications des modèles d'évaluation des actifs financiers . . . . .	24
1.6 Conclusion . . . . .	27
<b>2 Le cadre théorique du modèle à trois facteurs de Fama et French : anomalies ou facteurs de risque ?</b>	<b>28</b>
2.1 Introduction . . . . .	28
2.2 Le modèle à trois facteurs de Fama et French et ses applications . . . . .	29
2.2.1 Les primes des valeurs de substance et des petites capitalisations . . . . .	29
2.2.2 Les tentatives d'explications théoriques . . . . .	34
2.2.3 Les variables d'états et la prime de risque . . . . .	39
2.3 Les explications de la finance comportementale . . . . .	41
2.3.1 La sur-réaction sur le long terme . . . . .	41
2.3.2 Les rentabilités sur le court terme . . . . .	42

2.3.3	Les stratégies d'investissement . . . . .	43
2.3.4	La prime de détresse financière est irrationnelle . . . . .	45
2.4	Les erreurs d'estimation des modèles d'évaluation . . . . .	46
2.4.1	Le biais du survivant . . . . .	47
2.4.2	Le tamisage des données . . . . .	49
2.4.3	Les vrais $\beta$ versus les $\beta$ calculés . . . . .	50
2.5	Une analyse micro-économique . . . . .	52
2.6	Le modèle à trois facteurs versus le MEDAF . . . . .	53
2.7	Conclusion . . . . .	54
<b>3</b>	<b>Le modèle à trois facteurs de Fama et French et le modèle d'évaluation des actifs financiers dans le cas français</b>	<b>56</b>
3.1	Introduction . . . . .	56
3.2	L'échantillon et la méthodologie . . . . .	58
3.2.1	Le classement de ratio valeur comptable sur valeur de marché	59
3.2.2	Le classement de taille . . . . .	62
3.2.3	Les portefeuilles . . . . .	65
3.3	Les variables . . . . .	67
3.4	Les résultats . . . . .	75
3.4.1	Les rentabilités des portefeuilles en séries temporelles . . . . .	76
3.4.2	Les rentabilités des portefeuilles en coupe transversale . . . . .	87
3.4.3	L'effet du mois de janvier . . . . .	98
3.4.4	Discussion et développement . . . . .	103
3.5	Conclusion . . . . .	106
<b>4</b>	<b>Expliquer les rentabilités des actions du marché français : covariance ou caractéristiques ?</b>	<b>108</b>
4.1	Introduction . . . . .	108
4.2	Le modèle à trois facteurs et les caractéristiques de l'entreprise . . . . .	109
4.3	La covariance versus les caractéristiques . . . . .	113
4.4	Les portefeuilles de taille, de ratio valeur comptable sur valeur de marché et de coefficient <i>HML</i> . . . . .	114
4.4.1	L'échantillon et la méthodologie . . . . .	114
4.4.2	Les régressions des portefeuilles "caractéristiques-neutre" . . . . .	122
4.5	Les portefeuilles de taille, de ratio valeur comptable sur valeur de marché et de coefficient <i>SMB</i> . . . . .	126
4.6	Les portefeuilles de taille, de ratio valeur comptable sur valeur de marché et de $\beta$ . . . . .	131
4.7	Conclusion . . . . .	136
<b>5</b>	<b>Les modèles d'évaluation des actifs financiers et les co-moments d'ordres trois et quatre</b>	<b>139</b>
5.1	Introduction . . . . .	139



5.2	Le MEDAF et les co-moments d'ordres supérieurs à deux . . . . .	140
5.3	La méthodologie . . . . .	143
5.3.1	La construction des portefeuilles de <i>co-skewness</i> et de <i>co-kurtosis</i> . . . . .	143
5.3.2	Les variables . . . . .	145
5.4	Les résultats . . . . .	149
5.4.1	Les régressions avec les portefeuilles de <i>co-skewness</i> . . . . .	150
5.4.2	Les régressions avec les portefeuilles de <i>co-skewness</i> et de <i>co-kurtosis</i> . . . . .	154
5.5	Conclusion . . . . .	162
<b>6</b>	<b>Les effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché : évidence supplémentaire du marché français</b>	<b>164</b>
6.1	Introduction . . . . .	164
6.2	Le portefeuille de marché et le niveau d'endettement . . . . .	165
6.3	La construction des portefeuilles . . . . .	172
6.4	Les résultats empiriques des portefeuilles de marché, <i>HML</i> , <i>SMB</i> et de dettes . . . . .	178
6.4.1	Les régressions en séries temporelles . . . . .	179
6.4.2	Les régressions en coupe transversale . . . . .	185
6.5	Conclusion . . . . .	195
<b>7</b>	<b>L'activité économique, les cycles des affaires et les rentabilités des actions</b>	<b>197</b>
7.1	Introduction . . . . .	197
7.2	L'activité économique réelle et la prévisibilité des rentabilités des actions . . . . .	198
7.2.1	L'environnement monétaire et la prévisibilité des rentabilités des titres . . . . .	203
7.2.2	Les variables économiques conjuguées à la politique monétaire	209
7.3	La méthodologie et les résultats . . . . .	212
7.3.1	Les cycles des affaires . . . . .	212
7.3.2	Le modèle à trois facteurs . . . . .	214
7.3.3	Le MEDAF . . . . .	219
7.4	Conclusion . . . . .	222
	<b>Conclusion générale</b>	<b>224</b>
<b>A</b>	<b>Tests supplémentaires des régressions en séries temporelles du modèle à trois facteurs des 16 portefeuilles</b>	<b>235</b>
A.1	Tests de stationnarité des séries chronologiques . . . . .	235
A.2	Test d'homoscédasticité des résidus de White . . . . .	236
A.3	Test d'auto-corrélation des résidus de Breusch-Godfrey . . . . .	240

A.4	Test de normalité des résidus de Jarque-Bera . . . . .	241
A.5	Test de stabilité temporelle des coefficients de Chow . . . . .	242
<b>B</b>	<b>Tests supplémentaires des régressions en séries temporelles du MEDAF des 16 portefeuilles</b>	<b>245</b>
B.1	Test d'homoscédasticité des résidus de White . . . . .	245
B.2	Test d'auto-corrélation des résidus de Breusch-Godfrey . . . . .	246
B.3	Test de normalité des résidus de Jarque-Bera . . . . .	247
B.4	Test de stabilité temporelle des coefficients de Chow . . . . .	248
<b>C</b>	<b>Le modèle à trois facteurs et le MEDAF pour les titres du Premier Marché Français</b>	<b>250</b>
	<b>Bibliographie</b>	<b>258</b>

# Liste des tableaux

3.1	Statistiques descriptives de l'échantillon : juillet 1976/juin 2001 . . . . .	59
3.2	Statistiques descriptives du ratio valeur comptable sur valeur de marché : juillet 1976/juin 2001 . . . . .	61
3.3	Statistiques descriptives de la capitalisation boursière : juillet 1976/juin 2001 . . . . .	64
3.4	Statistiques descriptives des six portefeuilles, de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché : juillet 1976/juin 2001 . . . . .	68
3.5	Quelques caractéristiques des 16 portefeuilles : juillet 1976/juin 2001 . . . . .	72
3.6	Quelques statistiques des rentabilités mensuelles en excès des 16 portefeuilles : juillet 1976/juin 2001 . . . . .	74
3.7	Le MEDAF : régressions en séries temporelles des 16 portefeuilles : juillet 1976/juin 2001 (300 mois) . . . . .	79
3.8	Le modèle à trois facteurs : régressions en séries temporelles des 16 portefeuilles : juillet 1976/juin 2001 . . . . .	80
3.9	Le MEDAF : régressions en séries temporelles des 16 portefeuilles : juillet 1976/juin 2001 (300 mois) . . . . .	84
3.10	Le modèle à trois facteurs : régressions en séries temporelles des 16 portefeuilles : juillet 1976/juin 2001 . . . . .	86
3.11	Les régressions en coupe transversale . . . . .	88
3.12	Statistiques descriptives des rentabilités mensuelles en excès (en %) : janvier versus les autres mois . . . . .	99

3.13	Tests de l'effet du mois de janvier pour les variables dépendantes et explicatives : juillet 1976/juin 2001 . . . . .	102
4.1	Statistiques descriptives des 12 portefeuilles de taille, de ratio valeur comptable sur valeur de marché et de coefficient <i>HML</i> : juillet 1980/juin 2001 . . . . .	116
4.2	La taille et le ratio valeur comptable sur valeur de marché moyens des portefeuilles . . . . .	118
4.3	Régressions des portefeuilles de taille, de ratio valeur comptable sur valeur de marché et de coefficient <i>HML</i> : juillet 1980/juin 2001 . . . . .	120
4.4	Statistiques descriptives des rentabilités mensuelles des portefeuilles "caractéristiques-neutre" : juillet 1980/juin 2001 .	123
4.5	Régressions en séries temporelles des rentabilités mensuelles des portefeuilles "caractéristiques-neutre" : juillet 1980/juin 2001 . . . . .	125
4.6	Régressions des portefeuilles de taille, de ratio valeur comptable sur valeur de marché et de coefficient <i>SMB</i> : juillet 1980/juin 2001 . . . . .	128
4.7	Statistiques descriptives des rentabilités mensuelles des portefeuilles "caractéristiques-neutre" : juillet 1980/juin 2001 .	129
4.8	Régressions en séries temporelles des rentabilités mensuelles des portefeuilles "caractéristiques-neutre" : juillet 1980/juin 2001 . . . . .	130
4.9	Régressions des portefeuilles de taille, de ratio valeur comptable sur valeur de marché et de coefficient $\beta$ : juillet 1980/juin 2001 . . . . .	133
4.10	Statistiques descriptives des rentabilités mensuelles des portefeuilles "caractéristiques-neutre" : juillet 1980/juin 2001 .	134
4.11	Régressions en séries temporelles des rentabilités mensuelles des portefeuilles "caractéristiques-neutre" : juillet 1980/juin 2001 . . . . .	135

5.1	Quelques statistiques des rentabilités mensuelles en excès des variables explicatives : juillet 1980/juin 2001 . . . . .	146
5.2	Régressions des rentabilités des portefeuilles de <i>co-skewness</i> et de <i>co-kurtosis</i> sur celles du portefeuille de marché : juillet 1980/juin 2001 . . . . .	148
5.3	Le modèle à trois facteurs et le co-moment d'ordre trois : régressions en séries temporelles des 16 portefeuilles (juillet 1980/juin 2001) . . . . .	151
5.4	Le modèle à trois facteurs et les co-moments d'ordres trois et quatre : régressions en séries temporelles des 16 portefeuilles (juillet 1980/juin 2001) . . . . .	155
5.5	Le modèle à trois facteurs et les co-moments d'ordres trois et quatre : régressions en séries temporelles des 16 portefeuilles (juillet 1980/juin 2001) . . . . .	159
6.1	Corrélation entre les portefeuilles de marché, <i>SMB</i> , <i>HML</i> et de dettes : juillet 1984/juin 2001 (204 mois) . . . . .	173
6.2	Régressions des rentabilités mensuelles des portefeuilles de marché, <i>HML</i> et <i>SMB</i> sur le portefeuille de dettes : juillet 1984/juin 2001 . . . . .	175
6.3	Régressions des rentabilités mensuelles en excès des 16 portefeuilles sur celles des portefeuilles de marché et de dettes : juillet 1984/juin 2001 . . . . .	177
6.4	Régressions des rentabilités mensuelles en excès des 16 portefeuilles sur celles des portefeuilles de marché, <i>SMB</i> , <i>HML</i> et de dettes : juillet 1984/juin 2001 . . . . .	180
6.5	Régressions des rentabilités mensuelles en excès des seize portefeuilles sur celles des portefeuilles de marché, <i>SMB</i> , <i>HML</i> , et de dettes : juillet 1984/ juin 2001 (204 mois) . . .	183
6.6	Régressions en coupe-transversale : juillet 1984/juin 2001 .	187

7.1	Le modèle à trois facteurs : régressions en séries temporelles des 16 portefeuilles selon la conjoncture économique : juillet 1976/juin 2001 . . . . .	216
7.2	Le MEDAF : régressions en séries temporelles des 16 portefeuilles selon la conjoncture économique : juillet 1976/juin 2001 . . . . .	221
A.1	Tests de stationnarité de Dickey-Fuller augmenté (1981) et de Phillips et Perron (1988) : juillet 1976/juin 2001 . . . . .	237
A.2	Tests de Bruit Blanc de Ljung-Box (1978) : juillet 1976/juin 2001 . . . . .	238
A.3	Test d'homoscédasticité des résidus de White (1980) : juillet 1976/juin 2001 . . . . .	239
A.4	Test d'auto-corrélation des résidus de Breusch-Godfrey (1978) : juillet 1976/juin 2001 . . . . .	241
A.5	Test de normalité des résidus de Jarque-Bera (1984) : juillet 1976/juin 2001 . . . . .	242
A.6	Test de stabilité temporelle des coefficients de Chow sur deux sous périodes : juillet 1976/décembre 1988 et janvier 1989/juin 2001 . . . . .	244
B.1	Test d'homoscédasticité des résidus de White (1980) : juillet 1976/juin 2001 . . . . .	246
B.2	Test d'auto-corrélation des résidus de Breusch-Godfrey (1978) : juillet 1976/juin 2001 . . . . .	247
B.3	Test de normalité des résidus de Jarque-Bera (1984) : juillet 1976/juin 2001 . . . . .	248
B.4	Test de stabilité temporelle des coefficients de Chow sur deux sous périodes : juillet 1976/décembre 1988 et janvier 1989/juin 2001 . . . . .	249
C.1	Régressions des rentabilités mensuelles en excès des portefeuilles ( <i>Premier Marché</i> ) : juillet 1976/juin 2001 . . . . .	253

C.2 Régressions des rentabilités mensuelles en excès des deux portefeuilles à ratio valeur comptable sur valeur de marché, faible et élevé : juillet 1991/juin 2001 . . . . .	257
---	-----

# Table des figures

3.1	Rentabilités mensuelles en excès réalisées versus estimées des 16 portefeuilles : juillet 1976/juin 2001 . . . . .	90
3.2	Rentabilités mensuelles en excès réalisées versus estimées des 16 portefeuilles : juillet 1976/juin 2001 . . . . .	91
3.3	Le MEDAF : la prime de marché . . . . .	93
3.4	Le modèle à trois facteurs : la prime de marché . . . . .	95
3.5	Le modèle à trois facteurs : la prime de taille . . . . .	96
3.6	Le modèle à trois facteurs : la prime du ratio valeur comptable sur valeur de marché . . . . .	97
6.1	Rentabilités mensuelles en excès estimées et réalisées des seize portefeuilles : juillet 1984/juin 2001 . . . . .	190



# Remerciements

Je souhaite remercier le professeur Jacques Hamon pour le soutien qu'il m'a apporté depuis mon arrivée à l'université de Paris IX Dauphine d'abord dans le cadre du DEA 104 et ensuite lorsqu'il a bien voulu encadrer mon travail de thèse.

Sans ses nombreux conseils et ses multiples recommandations, ce travail de thèse n'aurait pu aboutir.

Il m'a par ailleurs encouragé à exercer les fonctions de monitrice et a soutenu ma candidature pour un poste d'ATER à l'Université de Paris IX Dauphine.

J'ai pu ainsi concilier un travail de recherche et des fonctions d'enseignante particulièrement enrichissantes au contact des étudiants.

Je remercie également le professeur Florin Aftalion qui a bien voulu accepter de siéger dans le jury de ma pré-soutenance. Les observations qu'il a formulées sur mon travail à cette occasion ont certainement contribué à en améliorer la qualité.

Il m'a honoré une seconde fois en acceptant les fonctions de rapporteur dans le cadre du jury de soutenance.

J'exprime aussi tous mes remerciements aux professeurs Pascal Grandin et Patrick Roger pour avoir répondu favorablement à ma demande de siéger dans le jury de soutenance.

Je souhaite également adresser des remerciements à M. Mathis et Mme Gिंगlinger, respectivement ancien et actuel directeur du CEREG.

Ils m'ont notamment offert la possibilité de participer à des colloques à l'étranger. Ces participations ont constitué des opportunités de rencontres avec la communauté scientifique internationale. Cette expérience fut riche d'enseignements sur un plan scientifique mais également humain.

Parmi les membres du CEREG, je pense évidemment à tous mes camarades doctorants avec qui j'ai partagé la salle P402bis dans un climat de convivialité, même si la place a manqué certains jours.

Je pense aux nombreuses heures de travail passées avec Aloïs dont la disponibilité et l'écoute m'ont été d'un grand réconfort.

Je pense aussi aux pauses café partagées avec François dans un nuage de fumée et avec des discussions toujours particulièrement animées.

Je remercie également Marie-Jo, Meriem et Laurent pour la relecture critique de la thèse qu'ils ont gentilleusement effectuée. C'est un exercice auquel n'échappe pas les anciens....

Je suis reconnaissante à ma soeur Wissem pour le temps qu'elle m'a consacré lors de l'achèvement de ce travail et les précieux conseils qu'elle m'a prodigués en nombre. Je remercie également Nouri qui a eu sa part de lecture. Il faut dire qu'une thèse en sciences de gestion ne se lit pas comme un roman !

Leur soutien moral m'a été d'un grand secours dans les moments de doute.

Enfin, j'adresse un grand merci à ma mère Aïcha et à mon père Kilani, leur soutien n'a jamais fait défaut. Je leur dédie ce travail.

Je pense aussi à mes frères et soeurs : Wissem, Houda, Mohamed, Neila et Gadour avec qui j'ai partagé la joie de vivre en famille.

# Introduction générale

L'existence d'une relation positive entre le taux de rentabilité attendu et le risque constitue l'un des acquis les plus incontestables de la recherche financière des cinquante dernières années. Dans une acception très large, la rentabilité, une notion fondamentale en finance, mesure l'appréciation ou la dépréciation relative de la valeur d'un actif financier ou d'un portefeuille d'actifs financiers entre deux instants successifs. La décision d'investissement se fonde sur un raisonnement d'optimisation qui consiste en une recherche d'une meilleure rentabilité pour un moindre risque (Markowitz 1952 [146]).

Dans ce cadre d'analyse, plusieurs modèles théoriques fondamentaux peuvent être recensés : le modèle d'évaluation des actifs financiers (MEDAF) (Sharpe 1964 [173], Lintner 1965 [141], Mossin 1966 [153] et Black 1972 [23]), le modèle inter-temporel d'évaluation des actifs financiers (Merton 1973 [149]), la théorie d'arbitrage (Ross 1976 [164]) et le modèle inter-temporel d'évaluation des actifs fondé sur la consommation (Rubinstein 1976 [166], Lucas 1978 [144], Breeden 1979 [27], parmi d'autres). Néanmoins, comme le précise Cochrane (2001) [45], les modèles multi-factoriels sont des dérivés des modèles fondés sur la fonction d'utilité et les préférences des agents économiques. Le prix d'un actif est égal à l'espérance de la valeur actualisée de ses revenus futurs. Chaque modèle d'évaluation repose en fait sur une spécification différente du facteur d'actualisation.

Le MEDAF, considéré comme le premier "édifice de l'architecture financière",

se trouve dans l'incapacité d'apporter des explications à un nombre croissant d'observations empiriques. La multiplicité de ces anomalies<sup>1</sup>, remet-elle en cause le MEDAF ou constitue-t-elle une simple incompréhension de ce modèle, notamment en l'absence d'autres alternatives? Cette question, posée par les chercheurs en finance, n'a pas trouvé de réponse et laisse augurer à ce jour de recherches théoriques et empiriques encore nombreuses sur le sujet.

Notre travail est consacré à l'étude des rentabilités des actions. En effet, la mise en évidence d'anomalies ou d'irrégularités boursières est une question récurrente en finance. A partir des observations effectuées sur le marché américain dans un premier temps et puis leur extension aux places financières internationales, il s'est avéré que les valeurs de substance réalisent des performances supérieures à celles des valeurs de croissance et que les petites capitalisations présentent des rentabilités supérieures à celles des grandes capitalisations. Ces deux observations empiriques sont nommées, respectivement, effet ratio valeur comptable sur valeur de marché<sup>2</sup> (*value effect*) et effet taille (*size effect*). Plusieurs hypothèses ont été avancées afin de les expliquer.

Fama et French (1993) [74] présentent un modèle à trois facteurs, intégrant ces deux effets. Leur modèle s'inscrit dans le cadre des modèles *ad hoc* résultant de l'interaction entre les réflexions théoriques et les observations empiriques. A la question de savoir s'il s'agit d'une forme quelconque d'inefficience ou bien, au contraire, d'un (des) facteur(s) de risque, ce modèle apporte une réponse claire : la taille et le ratio valeur comptable sur valeur de marché sont des *proxies* de facteurs de risque<sup>3</sup>.

<sup>1</sup>Le terme d'anomalie est introduit par Kuhn (1962) [129] : "*Discovery commences with the awareness of anomaly, i.e., with the recognition that nature has somehow violated the paradigm-induced expectations that govern normal science. It then continues with a more or less extended exploration of the area of anomaly. And it closes only when the paradigm theory has been adjusted so that the anomalous has become the expected.*" p.52-53.

<sup>2</sup>Plusieurs variables peuvent être utilisées pour classer les valeurs de substance et les valeurs de croissance (voir le chapitre 2).

<sup>3</sup>Dans le modèle à trois facteurs, les deux effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de

Dés lors, la réflexion que nous conduisons dans le cadre de ce travail est la suivante. Devant l'échec empirique du modèle d'évaluation des actifs financiers (MEDAF) dans l'explication d'un ensemble d'anomalies, les modèles *ad hoc*, et plus particulièrement le modèle à trois facteurs de Fama et French, trouvent-ils une certaine légitimité ?

En d'autres termes, les limites du MEDAF constituent-elles une raison suffisante pour rejeter le modèle en faveur d'autres modèles plus efficaces empiriquement, ou bien au contraire, ouvrent-elles de nouvelles voies de recherche théorique ? La réussite des modèles *ad hoc* est-t-elle factice ?

Notre axe de recherche peut être détaillé à travers les questions suivantes :

1. Les explications apportées aux deux effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché sont-elles valables pour toutes les places financières ? Plus précisément, le modèle à trois facteurs constitue-t-il un meilleur cadre pour l'évaluation des titres sur le marché français ?
2. Dans le cas où l'hypothèse de facteur(s) de risque est réfutée, quelle(s) autre(s) hypothèse(s) faut-il considérer ? Les deux observations empiriques des effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché sont-elles en relation avec les caractéristiques propres des entreprises sans correspondre nécessairement à une rémunération d'un risque ? Dans un tel cas, quelle méthodologie retenir pour valider cette hypothèse ?
3. Toujours dans le cadre d'une recherche d'explication(s) des limites du MEDAF sur le plan empirique, l'intégration des deux co-moments d'ordres trois et quatre permet-elle d'expliquer les effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché ? Quelle méthodologie faut-il adopter pour comparer une telle alternative au modèle à trois facteurs ?

---

marché sont représentés respectivement par les deux portefeuilles *SMB* et *HML*. Ces derniers sont définis au niveau du deuxième chapitre.

4. La remise en cause du choix de portefeuille de marché constitue-t-elle la réponse aux limites du MEDAF ? La définition du *vrai* portefeuille de marché suffit-elle à expliquer des anomalies telles que les effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché ?
5. Enfin, les facteurs de risque dans un modèle d'évaluation intègrent-ils des informations sur l'activité économique ? Un modèle tel que le modèle à trois facteurs offre-t-il une bonne explication des rentabilités des actions indépendamment du contexte économique et notamment des différents cycles des affaires ?

Les essais proposés dans ce travail ont pour objet d'apporter des réponses à ces multiples interrogations.

Dans un premier test empirique du marché français, la capacité explicative du modèle à trois facteurs est comparée à celle du MEDAF. En effet, Fama et French (1993) [74] expliquent la rentabilité des actions par trois variables relatives au ratio valeur comptable sur valeur de marché, à la taille et au marché. Leur modèle intègre les résultats des recherches antérieures. Néanmoins, il fait l'objet de controverse théorique. Pour l'intégrer dans le cadre du modèle inter-temporel d'évaluation des actifs financiers de Merton (1973) [149] et de la théorie d'arbitrage de Ross (1976) [164], il convient de définir des variables d'états justifiant l'attribution d'une prime de risque.

Des explications différentes et divergentes remettant en cause la pertinence des deux effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché comme facteurs de risque, sont présentées. L'objectif de ce test est de cerner les limites du MEDAF. Il est question également de vérifier si le modèle à trois facteurs explique mieux les rentabilités des actions aussi bien en séries temporelles qu'en coupe transversale, dans le cas du marché français.

Le deuxième test proposé consiste à comparer le pouvoir explicatif du modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) [74] à celui du modèle des “caractéristiques de l’entreprise” de Daniel et Titman (1997) [55]. En effet, à l’encontre de Fama et French, Daniel et Titman rejettent l’hypothèse de “facteurs de risque”. Ils avancent une explication alternative de la relation entre le ratio valeur comptable sur valeur de marché et la rentabilité. Les grandes entreprises, caractérisées souvent par un faible ratio valeur comptable sur valeur de marché, présentent des rentabilités faibles, qui ne correspondent pas nécessairement à un risque.

Dans un troisième essai, l’hypothèse testée peut être formulée de la manière suivante : l’échec du MEDAF dans l’explication des observations empiriques des rentabilités supérieures des petites capitalisations et des entreprises à ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé est dû au fait que la formulation du modèle se limite aux deux premiers moments, l’espérance et la variance. Selon cette hypothèse, l’ajout des co-moments d’ordres supérieurs permettrait d’expliquer la totalité des rentabilités et viderait donc les effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché de tout sens.

Le modèle à trois facteurs est comparé à un modèle qui intègre les deux co-moments d’ordres trois et quatre. Dans ce test, la *co-skewness* et la *co-kurtosis* sont ajoutées. La méthodologie suivie pour la construction des portefeuilles qui représentent ces deux co-moments est semblable à celle de Fama et French pour la construction des deux portefeuilles *HML* et *SMB*. En faisant ce choix, l’objectif recherché est de neutraliser l’effet de la méthodologie sur les résultats en offrant une base homogène pour la comparaison de ces derniers.

Toujours dans le cadre de la recherche d’une réponse à l’échec du MEDAF dans l’explication d’un certain nombre d’anomalies, un test supplémentaire est proposé. L’interrogation est ainsi portée sur le choix du portefeuille de marché. Ferguson

et Shockley (2003) [80] argumentent que les deux portefeuilles *HML* et *SMB* ne présentent plus aucun pouvoir explicatif des rentabilités en présence du *vrai*  $\beta$  du marché. Le portefeuille de marché doit être constitué non seulement des actions mais aussi des dettes.

L'hypothèse relative à la dépendance des résultats du modèle à trois facteurs à l'environnement économique est également testée. D'une manière plus explicite, il s'agit de savoir si le modèle à trois facteurs conserve sa capacité explicative des rentabilités des actions aussi bien au cours des périodes de croissance que de récession économiques. La méthodologie utilisée se fonde sur la définition d'une variable dichotomique qui permet de distinguer les deux types d'environnement économique.

La recherche menée présente plusieurs intérêts.

Ce travail permet de mettre en évidence la nécessité d'un outil d'évaluation des actifs financiers et plus particulièrement des actions. En effet, à chaque instant, sur les places financières internationales, les opérateurs sont amenés à évaluer des actifs financiers. Le MEDAF, considéré depuis des décennies comme le modèle d'évaluation de référence, est largement utilisé, notamment du fait de sa simplicité. Son développement théorique est fondé sur un ensemble d'hypothèses restrictives. La compréhension des limites de ce modèle et la recherche d'un outil plus efficace afin de mieux appréhender l'évaluation des actifs financiers s'avère nécessaire et utile.

Ce travail porte, également, un intérêt particulier aux explications avancées par la littérature financière au sujet du modèle à trois facteurs. Différents développements, s'inscrivant tant dans le cadre d'une corroboration que d'une infirmation du modèle, sont présentés. Ce travail propose une synthèse des différentes explications théoriques, des apports de la finance comportementale ou encore une analyse



micro-économique à ce sujet. La contribution de la théorie dans l'explication des "puzzles" posés par les études empiriques est mise en exergue.

L'étendue du champ d'application des modèles d'évaluation est l'une des motivations des travaux menés. A cet égard, plusieurs applications peuvent être citées. Un modèle d'évaluation est un outil incontournable dans le calcul du coût de capital. Il représente aussi une technique indispensable aux études d'événements. Un travail consacré à ce volet de la finance peut être utile.

Sur le plan empirique, différentes études empiriques sont menées dans la thèse. Le sujet d'étude est le marché français. La période couverte est de vingt cinq ans. L'objectif est d'offrir une analyse empirique complète au sujet de l'évaluation des actifs sur ce marché. Face à une abondance d'études empiriques sur le marché américain et à une relative rareté de ces dernières dans le cas français, la principale contribution de ce travail est d'apporter des éclaircissements sur le comportement des investisseurs en général et des investisseurs français en particulier.

D'un point de vue méthodologique, ce travail constitue une application supplémentaire de l'estimation et de l'évaluation des modèles linéaires. Les régressions linéaires constituent la technique économétrique d'estimation la plus utilisée dans les études empiriques d'évaluation des actifs. Dans ce travail, elles sont appliquées en séries temporelles et en coupe transversale sur les rentabilités mensuelles de portefeuilles. Différents tests économétriques, indispensables aux modèles linéaires, sont également proposés.

Par ailleurs, la procédure de Fama et MacBeth (1973) [79], qualifiée à deux passages, est appliquée dans les différentes études empiriques proposées dans la thèse. Les avantages et les inconvénients de cette méthode sont évoqués. Le choix

méthodologique de ces techniques d'estimation<sup>4</sup> est imposé par la nature des données utilisées et des questions posées.

En matière de gestion de portefeuille, les réponses apportées par ce travail et les recommandations qui s'en suivent s'avèrent utiles. L'utilisation des portefeuilles dans l'étude des modèles d'évaluation s'inscrit dans une logique de stratégies d'investissement. Comment évaluer et choisir une stratégie d'investissement ? Cette question est posée tant au niveau de la gestion classique qu'alternative. Dans le processus de prise de décision, un outil d'évaluation des différents choix d'investissement est primordial pour les investisseurs. Du côté des dirigeants et des gestionnaires de fonds d'investissement, ce type d'outil constitue non seulement un moyen de contrôle et d'évaluation internes mais également une technique de valorisation de leurs produits sur le marché.

Dans le cadre de la définition des stratégies d'investissement, l'intérêt pratique de la thèse réside dans la distinction entre les facteurs de risque et les anomalies. En effet, dans l'hypothèse d'anomalies boursières, des stratégies d'investissement définies dans le but d'exploiter ces inefficiences peuvent être justifiées. Cependant, dans le cas où les deux effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché sont identifiés comme étant des facteurs de risque, leur utilité n'est plus la même dans la définition des stratégies d'investissement. Les recommandations faites dans ce travail s'avèrent ainsi d'un intérêt concret pour les gérants de fonds pratiquant la gestion alternative.

Sur le plan de la forme, la thèse est organisée en sept chapitres.

Les deux premiers chapitres mettent en évidence l'importance et la complexité de l'évaluation des actifs financiers dans la théorie financière. Le premier chapitre

---

<sup>4</sup>Pour une comparaison de ces techniques avec des méthodes économétriques nouvelles telle que le GMM (*Generalized Method of Moments*), voir Cochrane (2001) [45]. L'auteur démontre que toutes ces techniques sont similaires sans pour autant être identiques.

présente le cadre général de la problématique posée. Il expose d'une manière sommaire et synthétique les différents modèles d'évaluation des actifs financiers. Le deuxième chapitre relate le débat théorique et empirique suscité par le modèle à trois facteurs, afin de documenter la diversité d'opinions à ce sujet.

Le troisième chapitre est consacré à l'étude des rentabilités mensuelles des actions du marché français dans le cadre de deux modèles, le MEDAF et le modèle à trois facteurs. Cet exercice scientifique offre une analyse en séries temporelles et en coupe transversale des rentabilités de différents portefeuilles. La procédure de Fama et MacBeth (1973) [79] est, également, appliquée à l'échantillon. La période couverte est de vingt-cinq ans. Un premier objectif fixé consiste en l'identification et l'analyse des deux effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché. Un deuxième objectif réside dans la présentation d'une étude empirique complète comparant le MEDAF et le modèle à trois facteurs sur une longue période. Enfin, l'effet du mois de janvier est étudié.

Au niveau du quatrième chapitre, une étude empirique permettant de comparer l'hypothèse de Fama et French (1993) à celle de Daniel et Titman (1997) est proposée. L'objectif recherché est d'exposer et de tester l'une des thèses opposée au modèle à trois facteurs. L'investigation empirique a porté sur le marché français. C'est le premier travail, à notre connaissance, publié sur ce sujet.

Les limites des applications empiriques du MEDAF suggèrent une remise en cause de ses hypothèses théoriques. Le présent travail aborde cette alternative en proposant deux études.

L'interrogation posée au niveau du chapitre cinq est relative à l'introduction des co-moments d'ordres trois et quatre au modèle à trois facteurs. L'originalité de ce chapitre réside dans la méthodologie employée pour l'étude de la question.

En effet, l'extension du MEDAF aux moments supérieurs à deux a fait l'objet de plusieurs développements théoriques. Toutefois, les applications empiriques à ce sujet sont rares. L'objectif fixé est d'apporter une meilleure compréhension de cette question en présentant une application empirique.

Le sixième chapitre présente un double objectif. D'une part, un développement théorique proposé par Ferguson et Shockley (2003) permettant semble-t-il une meilleure compréhension du modèle à trois facteurs, est exposé. La richesse et la simplicité de l'analyse sont mises en évidence. D'autre part, une application empirique est présentée. Cette étude sur le marché français est la première, à notre connaissance, en la matière.

Quant au septième chapitre, il a pour objectif de mettre en évidence la complexité de la relation entre les marchés financiers et l'activité économique. La panoplie très large des études théoriques et empiriques se rapportant à ce sujet témoigne de la richesse de cette littérature. Une étude du modèle à trois facteurs sous différents cycles économiques est proposée. Bien que la méthodologie utilisée ne soit pas celle des modèles conditionnels, cette investigation empirique peut être considérée comme une introduction à ce type d'analyse.

# Chapitre 1

## Les modèles d'évaluation des actifs financiers : quelques enseignements de la littérature financière et économique

### 1.1 Introduction

Ce premier chapitre est consacré à la présentation des modèles théoriques fondamentaux de la littérature financière s'intéressant à l'étude des rentabilités des actifs financiers. L'objectif de cet exercice scientifique est d'exposer le cadre général de la thèse. Cette présentation privilégie l'évolution chronologique. En effet, le modèle d'évaluation des actifs financiers (MEDAF) est le premier modèle à avoir présenté une formalisation simple des taux de rentabilité attendue des actions. D'autres modèles d'évaluation ont été développés, à partir des années soixante dix, afin de pouvoir expliquer les rentabilités des actifs tels que les modèles multi-factoriels d'évaluation des actifs et le modèle inter-temporel d'évaluation des actifs fondé sur la consommation.

Néanmoins, d'autres classifications des modèles d'évaluation des actifs financiers peuvent être avancées. Une première présentation alternative consiste en un exposé de tous les modèles multi-factoriels d'évaluation comme étant des variantes

du modèle fondé sur la fonction d'utilité ou encore la consommation (Cochrane 2001 [45]<sup>1</sup>). L'ajout d'un ensemble d'hypothèses à ce dernier modèle donne une formalisation différente de l'évaluation des actifs financiers, en d'autres termes un modèle différent.

La motivation théorique peut être considérée, également, comme un critère de classification. Trois catégories de modèles peuvent être distinguées dans ce cas. Tout d'abord les modèles fondés sur la fonction d'utilité et les préférences où les variables explicatives sont définies en fonction des paramètres de la distribution des rentabilités (les moments et les semi-moments d'ordres un jusqu'à quatre), ensuite les modèles liés à la théorie d'arbitrage où des facteurs macro-économiques, micro-économiques et sectoriels sont considérés comme des variables explicatives et enfin les modèles *ad hoc*, purement empiriques, qui ne se fondent sur aucune théorie explicite d'évaluation<sup>2</sup>.

## 1.2 Le modèle à un seul facteur de risque

### 1.2.1 Les origines et le fondement théorique

Développé dans les années soixante-dix pour décrire l'évolution des taux de rentabilité des actions, le modèle à un seul facteur de risque (Sharpe 1964 [173], Lintner 1965 [141], Mossin 1966 [153] et Black 1972 [23]) stipule que :

- la rentabilité espérée est une fonction *linéaire positive* du bêta ( $\beta$ ), défini comme étant le rapport entre la covariance des rentabilités de l'action et du marché et la variance de la rentabilité du marché.

<sup>1</sup>Cochrane (2001) [45] avance ce qui suit : "...all factor models are derived as specializations of the consumption-based model. Many authors of factor model papers disparage the consumption-based model, forgetting that their factor model is the consumption-based model plus extra assumptions that allow one to proxy for marginal utility growth from some other variables." p.151

<sup>2</sup>Coleman (1997) [47] propose deux critères de classification : la motivation théorique et la circularité logique entre les variables explicatives et les variables à expliquer.

- le  $\beta$  constitue la seule source de risque pour l'explication des rentabilités. Il implique que le portefeuille de marché est moyenne-variance efficient (*Mean-variance-efficient* ou *MVE*) au sens de Markovitz (1959) [147].

Avec les premières applications empiriques de ce modèle (Blume et Friend 1970 [25] et 1973 [26]), un certain nombre de réserves sur la capacité explicative de la droite de marché des rentabilités des actions sont apparues. Les chercheurs se sont orientés vers une analyse des hypothèses du modèle.

En effet, la critique de Roll (1977) [163] remet en cause le choix du portefeuille de marché. Ce dernier doit contenir tous les actifs financiers échangeables dans l'économie. Ensuite, la relation linéaire entre le taux de rentabilité attendue et le risque du marché est une illustration de la simplicité du modèle. Une simplicité qui s'écarte, sans doute, de la complexité de la réalité financière. Enfin, la vérification du modèle suppose la connaissance des anticipations des agents. Néanmoins, faute de données prévisionnelles, la règle jusqu'à présent suivie par la plupart des chercheurs est de considérer des données historiques dans les applications empiriques.

Pour ces raisons et bien d'autres, la validation empirique du modèle à un seul facteur de risque est considérée souvent comme un échec. Différentes études ont mis en évidence les limites du bêta du marché ( $\beta$ ) dans la description des rentabilités des actions. Bien que ces dernières se soient multipliées, l'utilité du modèle d'évaluation à un seul facteur de risque, aussi bien au niveau académique que professionnel, n'est pas remise en cause. Le  $\beta$  reste une représentation simple et sommaire du risque.

### 1.2.2 Les tests et les applications empiriques

Certains auteurs considèrent que la première anomalie du modèle à un seul facteur de risque réside dans le rôle limité joué par le  $\beta$  dans l'explication des

rentabilités des actions américaines (Fama 1991 [66], Fama et French 1991 [72] et 1992 [73]). Dans le développement suivant, une panoplie des travaux dédiés à cette question est exposée.

En effet, l'idée selon laquelle les actions à ratio bénéfice par action sur cours (*earnings to price ratio*) élevé ont une rentabilité supérieure à celle des actions à ratio faible remonte aux travaux de Nicholson (1960) [154] et (1968) [155]. Dans une étude sur le marché américain, Basu (1977) [15] compare les rentabilités de différents portefeuilles, classés selon le ratio cours sur bénéfice par action. En tenant compte de différents types de coûts et de l'impôt, les rentabilités anormales des portefeuilles à ratio cours sur bénéfice par action faible sont significativement supérieures à zéro. L'explication avancée par l'auteur, à cette observation empirique, est la suivante : les cours des actions n'intègrent pas instantanément toute l'information disponible. La condition d'efficience des marchés n'est pas remplie et les ratios cours sur bénéfice par action présentent un "contenu informationnel" qui intéresse les investisseurs au moment de la formation de leurs portefeuilles.

A partir d'un récapitulatif des études faites sur les rentabilités anormales des actions suite à la publication des bilans des entreprises (*public announcement of firms earnings*), Ball (1978) [8] explique que l'examen des anomalies implique un test de l'hypothèse jointe sur l'efficience des marchés d'une part et la validité du modèle d'autre part. Il analyse, entre autres, le dilemme auquel se heurte les chercheurs en finance dans le cas où ils sont amenés à évaluer des stratégies d'investissement fondées sur des critères tel quel le ratio cours sur bénéfice par action. D'une part, le MEDAF permet de constater l'existence des rentabilités anormales positives. Il explique ces dernières par l'inefficience du marché alors qu'il suppose, au départ, que ces rentabilités anormales n'ont pas de raison d'être. D'autre part, si le MEDAF est supposé être un modèle peu approprié, les investisseurs ne sont plus en mesure de calculer les rentabilités en excès et de prouver la portée de telles



stratégies.

En formulant une nouvelle version du MEDAF intégrant les effets de la politique fiscale et plus particulièrement l'imposition des dividendes, Litzenger et Ramaswamy (1979) [142] cernent la relation entre les rentabilités, avant impôt, et le ratio dividendes sur cours (*dividend yield*). Ils vérifient que cette relation est linéaire et positive<sup>3</sup>. Par ailleurs, leurs résultats vont de pair avec l'idée d'un effet de clientèle. En effet, les actions qui présentent un ratio dividendes sur cours faible (*dividend yield*) sont recherchées par les actionnaires ayant des tranches d'imposition élevées et inversement.

L'étude de Stattman (1980) [179], souvent citée dans la littérature financière, fait partie de la panoplie des études faites sur les anomalies du MEDAF. Elle met en évidence la relation positive entre le ratio valeur comptable sur valeur de marché et les rentabilités des actions. Une partie de cette relation est expliquée par l'effet taille.

Toujours dans le cadre des études faites sur le marché américain, Banz (1981) [9] met en évidence l'effet taille. Il constate que la taille et la rentabilité des actions sont inversement liées. Cette relation n'est pas linéaire. La différence de rentabilité entre les petites et les grandes capitalisations est très prononcée alors qu'elle l'est moins entre les moyennes et les grandes capitalisations. L'auteur explique qu'il existe deux interprétations possibles de cette relation. La taille peut être considérée soit la cause directe de cette rentabilité anormale soit le reflet d'un ou plusieurs autres facteurs de risque. Par ailleurs, le manque d'informations disponibles sur les petites capitalisations peut justifier les rentabilités élevées de ces dernières.

Reinganum (1981) [161] étudie simultanément les effets taille et ratio bénéfice par action sur cours. Il conclut que ces deux anomalies résultent d'une mauvaise

---

<sup>3</sup>Fama et French 1988 [70] montrent que plus l'horizon est long plus le pouvoir de la variable dividendes sur cours dans la prévision des rentabilités des actions est important.

spécification du MEDAF et non pas d'une inefficience du marché. Le rejet de cette dernière hypothèse est justifiée par la persistance des rentabilités anormales dans le temps. Par ailleurs, l'auteur stipule que les deux effets sont liés aux même facteurs de risque et que l'effet taille l'emporte sur l'effet du ratio bénéfice par action sur cours. Basu (1983) [16] fait la même observation sur la liaison de l'effet taille et de l'effet ratio bénéfice par action sur cours. Néanmoins, il met en doute les résultats de Reinganum. Il conclut que c'est plutôt l'effet ratio bénéfice par action sur cours qui l'emporte sur l'effet taille.

Ces conclusions contradictoires ont interpellé les chercheurs en finance. Cook et Rozeff (1984) [51] s'intéressent à cette question. Ils présentent une étude sur le marché américain avec neuf méthodes différentes pour le calcul des rentabilités anormales et trois manières pour la formation des portefeuilles. Ils finissent par rejeter tant les conclusions de Reinganum que celles de Basu : les premières sont dues à la méthode utilisée et les dernières sont spécifiques à l'échantillon considéré. En définitive, les auteurs concluent à l'existence des deux effets taille et ratio bénéfice par action sur cours, distinctement.

Schwert (1983) [167]<sup>4</sup> présente un récapitulatif des études relatives à l'effet taille. Il énumère plus de dix neuf articles qu'il classe en trois groupes : les articles évoquant les erreurs de mesure ou statistiques, ceux cherchant une meilleure

<sup>4</sup>Schwert (1983) [167] : *“The search for an explication of this anomaly has been unsuccessful. Almost all authors of papers on the ‘size effect’ agree that it is evidence of **misspecification** of the capital asset pricing model, rather than evidence of inefficient capital markets. On the other hand, none of the attempts to modify the CAPM to account for taxation, transaction costs, skewness preference, and so forth have been successful at discovering the ‘**missing factor**’ for which size is a proxy. Thus, our understanding of the economic or statistical causes of the apparently high average returns to small firms’ stocks is incomplete. It seems unlikely that the ‘size effect’ will be used to measure the opportunity cost of risky capital in the same way the CAPM is used because it is hard to understand why the opportunity cost of capital should be substantially higher for small firms than for large firms.”*

identification de l'effet taille et enfin les articles suggérant des explications économiques tels que les effets d'imposition, les coûts de transaction ou encore des modifications du MEDAF. Toujours dans le cadre de l'étude des anomalies, Schwert (2002) [170] avance que ces dernières ont tendance à s'affaiblir ou disparaître, une fois qu'elles sont mises en évidence par les académiciens. En effet, les praticiens intègrent les informations relatives à ces anomalies dans la formulation de leurs stratégies d'investissement. Ce comportement concourt à la disparition de ces irrégularités boursières.

S'intéressant à la frontière d'efficience moyenne-variance, Huberman et Kandel (1987) [110] proposent un test comparant les frontières de variance minimale de deux ensembles différents d'actifs risqués. Dans l'illustration empirique, ils considèrent l'exemple de la covariance des rentabilités des portefeuilles de la même classe de taille<sup>5</sup>. L'hypothèse nulle suppose que les rentabilités mensuelles de trois portefeuilles de taille retracent la frontière de variance minimale des rentabilités mensuelles de trente trois portefeuilles de taille. Sur des courtes périodes, leur test corrobore l'hypothèse nulle. Toutefois, les résultats sont moins significatifs sur la période de vingt ans. Les deux auteurs évoquent l'argument de l'instabilité temporelle des coefficients pour expliquer ce rejet de l'hypothèse nulle. Ils stipulent que ce cadrage théorique de l'effet taille n'offre aucune explication économique ni financière.

Partant de l'idée qu'une augmentation du ratio dettes sur capitaux propres (*debt to equity ratio*) augmente le risque de l'action, Bhandari (1988) [21] met en avant la relation positive entre les rentabilités des actions et ce ratio dans le cadre d'une étude empirique. Cette relation est plus prononcée pour le mois de janvier que pour les autres mois de l'année. Selon l'auteur, si on considère les *proxies*

---

<sup>5</sup>Les deux auteurs précisent que cette observation a été mise en évidence par Huberman, Kandel et Karolyi (1987) [111].

du marché de son étude, le ratio dettes sur capitaux propres n'est pas un *proxy* du *vrai* bêta.

Quant à la situation économique de l'entreprise (*the distressed firm effect*), elle est associée à un facteur de risque. Selon Chan et Chen (1991) [39], ce facteur de risque doit être rémunéré dans un modèle d'évaluation d'équilibre. En effet, les deux auteurs constatent une covariance des rentabilités liée à la situation financière de l'entreprise, non capturée par la rentabilité du marché. Les petites entreprises, constituées dans la plupart des cas des entreprises peu efficaces avec un taux d'endettement élevé éprouvent plus de difficulté à obtenir un financement externe. De ce fait, elles ont tendance à être plus risquées que les grandes entreprises. Ce risque, plus élevé, ne peut être capturé par un portefeuille de marché à forte pondération pour les grandes entreprises.

Ferguson et Shockley (2003) [80] exploitent cette voie de recherche. En combinant la critique de Roll sur le choix du portefeuille de marché et l'observation sur le ratio d'endettement et la situation financière des entreprises, ils démontrent que les anomalies du MEDAF sont dues à un mauvais choix du portefeuille de marché. Leur analyse repose sur un développement théorique<sup>6</sup> et une investigation empirique. En effet, le portefeuille de marché est formé exclusivement des actions. Des variables en relation avec le ratio d'endettement semblent avoir un pouvoir explicatif des rentabilités alors qu'elles ne constituent qu'un reflet de la dette, partie de risque omise du portefeuille de marché.

Enfin, dans une étude de Fama et French (1991) [72] citée dans l'article de Fama (1991) [66] et publiée en 1992 [73], les deux auteurs considèrent le ratio valeur comptable sur valeur de marché comme une variable explicative de la rentabilité des actions américaines. Dans le même courant d'idée ; Chan, Hamao et Lakonishok

---

<sup>6</sup>L'analyse de Ferguson et Shockley (2003) [80] est exposée en détails au niveau du sixième chapitre.

(1991) [40] présentent une étude sur le marché japonais. Ils montrent que le ratio valeur comptable sur valeur de marché ainsi que les *cash-flows* jouent un rôle important dans l'explication des rentabilités des actions.

Néanmoins, ces anomalies ne font pas l'unanimité sur le plan théorique. Elles sont souvent sujet de débat. Fama (1991) [66] associe la maturité des tests des modèles d'évaluation des actifs à leurs capacités à expliquer les anomalies du modèle à un seul facteur de risque. En revanche, il faut remarquer que les conclusions d'un modèle peuvent être tributaires des méthodes économétriques et statistiques utilisées. En effet, Grauer (1999) [90] formule plusieurs scénarios où le modèle d'évaluation de moyenne-variance est tantôt validé tantôt rejeté. Il démontre que ni la méthode des moindres carrés ordinaires ni celle des moindres carrés généralisés ne permettent, a posteriori, de prédire la validité ou non du modèle.

### 1.3 Les modèles multi-factoriels d'évaluation des actifs financiers

Dans une acceptation très large, les modèles multi-factoriels (Merton 1973 [149], Ross 1976 [164]) peuvent être interprétés comme une généralisation du modèle à un seul facteur de risque. En effet, Merton (1973) [149] présente une version inter-temporelle du MEDAF (*Inter-temporal Capital Asset Pricing Model* ou *ICAPM*). Il trouve une relation d'équilibre entre la rentabilité espérée des actifs et deux autres termes. Le premier terme exprime la compensation du risque systématique ou encore le risque de marché et le second terme exprime la compensation du risque des variations défavorables des opportunités d'investissement. Ainsi, en passant du cadre statique du MEDAF au cadre inter-temporel, l'auteur formalise le théorème de séparation de trois fonds (*three fund theorem*) .

Néanmoins, les tests empiriques de ce modèle sont très limités. Brennan, Wang

et Xia (2002) [29] expliquent que le modèle inter-temporel d'évaluation des actifs financiers de Merton est souvent considéré comme un exemple supplémentaire des modèles multi-factoriels. Ils précisent, par ailleurs, que souvent les chercheurs ignorent que les innovations des variables d'état de ce modèle permettent de prévoir les rentabilités futures.

Dans la théorie d'arbitrage, Ross (1976) [164] présente l'idée novatrice de l'existence de facteurs communs du risque qui expliquent les rentabilités espérées des actifs financiers. Néanmoins, la question qui se pose dans ce cadre est celle du nombre *exact* et *nécessaire* de ces facteurs. En effet, le processus de génération des rentabilités espérées intègre plusieurs facteurs. Une méthodologie simple pour traiter ce sujet consiste à procéder à des régressions multiples de la rentabilité sur ces facteurs du risque. Cette méthodologie suppose la linéarité de la relation. Le rôle essentiel de la théorie est de définir ces facteurs, connaître leur nombre exact et justifier les primes de risque qui leur sont associées.

Fama (1991) [66] considère que l'approche d'analyse des facteurs présente des limites. En effet, il s'interroge sur la relation entre ces facteurs et les incertitudes liées à la consommation et aux opportunités d'investissement, en essayant de retrouver le message économique sous-jacent à ces modèles.

Cherchant à identifier des facteurs économiques en relation avec les rentabilités espérées des actifs financiers, plusieurs auteurs se sont intéressés aux chocs provoqués par les conditions économiques sur le revenu espéré ou le taux d'actualisation (Chen, Roll et Ross (1986) [42]). Toutefois dans la plupart des cas, le pouvoir explicatif de ces variables économiques est sensible aux choix des actifs et des méthodes d'estimation. Le sujet demeure jusqu'à présent un champ de controverse théorique.

## 1.4 Le modèle inter-temporel d'évaluation des actifs fondé sur la consommation

Une forme élégante du modèle inter-temporel d'évaluation des actifs financiers est celle fondée sur la consommation (Rubinstein 1976 [166], Lucas 1978 [144], Breeden 1979 [27], Mehra and Prescott 1985 [148] parmi d'autres). La définition de l'interaction entre la consommation optimale et les décisions d'investissement en portefeuilles se trouve à l'origine de ce modèle.

Fondé sur un ensemble d'hypothèses simplificatrices, le modèle stipule qu'il existe une relation *linéaire positive* entre les rentabilités espérées des actifs et leurs  $\beta$  de consommation. Dans les applications empiriques, ces derniers peuvent être définis comme étant les coefficients de la régression de la rentabilité sur le taux de croissance de la consommation par tête (*per capita*).

Dans les formulations les plus simplifiées du modèle d'évaluation des actifs fondé sur la consommation, l'hypothèse de base retenue est celle d'un agent représentatif maximisant une fonction d'utilité, définie sur la consommation agrégée ( $C_t$ ). Cette dernière est une fonction puissance séparable au cours du temps.

En effet, le choix inter-temporel d'un investisseur, présentant une fonction d'utilité  $U(C_t)$  avec un facteur d'actualisation  $\delta$ , se traduit par la condition de premier ordre suivante :

$$U'(C_t) = \delta E_t[(1 + R_{i,t+1})U'(C_{t+1})] \quad (1.4.1)$$

ou encore :

$$1 = E_t[(1 + R_{i,t+1})\delta \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)}] = E_t[(1 + R_{i,t+1})M_{t+1}] \quad (1.4.2)$$

avec  $(1 + R_{i,t+1})$  est le taux de rentabilité de l'actif  $i$  détenu par l'investisseur

entre  $t$  et  $t + 1$  et  $M_{t+1} = \delta \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)}$  est le taux marginal de substitution intertemporelle de ce dernier (ou facteur stochastique d'actualisation)<sup>7</sup>.

En utilisant les propriétés de l'espérance, la relation précédente s'écrit sous la forme suivante :

$$1 + E_t[R_{i,t+1}] = \frac{1 - cov[R_{i,t+1}, M_{t+1}]}{E_t[M_{t+1}]} \quad (1.4.3)$$

ou encore<sup>8</sup> :

$$1 + E_t[R_{i,t+1}] = (1 + R_{f,t+1})(1 - cov[R_{i,t+1}, M_{t+1}]) \quad (1.4.4)$$

En forme logarithmique, cette relation devient :

$$E_t[r_{i,t+1} - r_{f,t+1}] + \frac{\sigma_i^2}{2} = -\sigma_{im} \quad (1.4.5)$$

A titre d'exemple, la fonction d'utilité peut être choisie sous la forme suivante :

$$U(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma} - 1}{1 - \gamma} \quad (1.4.6)$$

avec  $\gamma$  est le coefficient d'aversion relative au risque. Dans ce cas, la facteur d'actualisation prend l'expression suivante :  $M_{t+1} = \delta \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} = \delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma}$ .

<sup>7</sup>En posant  $m_t = \log(M_t)$  et  $r_{it} = \log(1 + R_{it})$  et sous certaines conditions (log-normalité et homosédacticité), le logarithme de la relation ( 1.4.2) s'écrit de la manière suivante :

$$0 = E_t r_{i,t+1} + E_t m_{t+1} + \frac{1}{2}[\sigma_i^2 + \sigma_m^2 + 2\sigma_{im}]$$

avec  $\sigma_i^2 = var(r_{i,t+1} - E_t r_{i,t+1})$ ,  $\sigma_m^2 = var(m_{t+1} - E_t m_{t+1})$  et  $\sigma_{im} = cov(r_{i,t+1} - E_t r_{i,t+1}, m_{t+1} - E_t m_{t+1})$ .

<sup>8</sup>En supposant que cette relation est vraie pour l'actif sans risque, l'expression suivante est obtenue :

$$1 + R_{f,t+1} = \frac{1}{E_t[M_{t+1}]}.$$

En forme logarithmique, cette expression devient :

$$r_{f,t+1} = -E_t m_{t+1} - \frac{\sigma_m^2}{2}.$$



Selon cette présentation, le taux réel sans risque s'écrit, alors, comme une fonction linéaire de la croissance espérée de la consommation avec un coefficient égal à l'aversion relative au risque (équation 1.4.7).

$$r_{f,t+1} = -\log\delta + \gamma E_t \Delta c_{t+1} - \frac{\gamma^2 \sigma_c^2}{2} \quad (1.4.7)$$

Par ailleurs, le produit entre d'une part l'aversion relative au risque et d'autre part la covariance entre la rentabilité d'un actif et la croissance de la consommation donne l'expression de la prime de risque de l'actif (équation 1.4.8).

$$E_t[r_{i,t+1} - r_{f,t+1}] + \frac{\sigma_i^2}{2} = \gamma \sigma_{ic} \quad (1.4.8)$$

Dans d'autres formulations du modèle, quelques hypothèses telle que celle reliant l'aversion au risque à la substitution inter-temporelle sont supprimées. En effet, l'aversion au risque exprime les préférences du consommateur sur la substitution de sa consommation dans différents états du monde alors que la substitution inter-temporelle, comme son nom l'indique, exprime sa volonté de moduler sa consommation à travers le temps.

La vocation de tous ces modèles est l'étude de la dynamique entre les rentabilités des actions et la consommation. La parfaite corrélation entre les rentabilités espérées des actions et la croissance espérée de la consommation a été mise en évidence, aussi bien dans le cas des anticipations rationnelles qu'irrationnelles. Campbell (1998) [32] présente un état de l'art sur ce sujet.

Dans le but de décrire le comportement des rentabilités, ce type de modèle a fait l'objet de plusieurs tests empiriques en coupe transversale et en analyse temporelle. En effet, l'une des interprétations de la relation entre la variation des rentabilités espérées et les conditions économiques, avancée par Fama et French

(1989) [71] se fonde sur les décisions inter-temporelles de la consommation. Le principe de base, qui rejoint la théorie économique, pose que la consommation dépend de la richesse et non du revenu courant. C'est pourquoi, les investisseurs diffèrent (avancent) leurs consommations en épargnant (désépargnant) quand ils disposent d'un revenu relativement élevé (faible). Ces décisions d'épargne (désépargne) font diminuer (augmenter) les rentabilités espérées des actifs en présence d'une offre en opportunités d'investissement inchangée. Cette interprétation témoigne d'une certaine cohérence entre les modèles inter-temporels d'évaluation des actifs financiers et la relation inverse entre les rentabilités espérées et les conditions économiques.

Néanmoins, les problèmes empiriques des modèles fondés sur la consommation sont essentiellement de définition et de mesure des paramètres et des caractéristiques des fonctions d'utilité (Campbell et Cochrane 2000 [35]). Grâce à sa maniabilité, le  $\beta$  du marché domine, sur le plan empirique, le  $\beta$  de la consommation. Chen, Roll et Ross (1986) [42] ajoutent le  $\beta$  de la consommation aux variables économiques. Aucun pouvoir explicatif supplémentaire n'est enregistré.

## 1.5 Les applications des modèles d'évaluation des actifs financiers

Face au développement des modèles d'évaluation des actifs financiers sous les deux formes conditionnelle et inconditionnelle, les études empiriques se heurtent à une difficulté méthodologique récurrente. Cette difficulté concerne le choix du critère de comparaison des différents modèles. En d'autres termes, il s'agit de définir la mesure la plus appropriée permettant de faire le choix entre deux ou plusieurs modèles.

Hansen et Jagannathan (1997) [101] proposent une technique (la distance HJ)

qui consiste à mesurer la distance entre le modèle d'approximation et le *vrai* modèle. En effet, les deux auteurs développent leur analyse dans un cadre d'absence d'opportunités d'arbitrage où il existe un facteur d'actualisation stochastique commun à tous les actifs. Leur problème d'optimisation de départ est le suivant :

$$\delta = \min_{m \in L^2} \| y - m \|$$

sous contrainte

$$E(mR) = p$$

avec  $y$  est le modèle d'approximation (à titre d'exemple : le MEDAF, le MEDAF fondé sur la consommation, etc.),  $m$  est le *vrai* modèle d'évaluation appartenant à l'espace des variables aléatoires  $L^2$ ,  $R$  représente la rentabilité de l'actif (ou du portefeuille) et  $p$  est le prix qui est égal à un si  $R$  est la rentabilité ou zéro si  $R$  est la rentabilité en excès.

La solution de leur problème d'optimisation s'écrit sous la forme suivante :

$$\delta = [E(yR - p)'E(RR')^{-1}E(yR - p)]^{1/2}$$

Si le modèle est *juste*, alors la distance HJ est égale à zéro.

Hodrick et Zhang (2000) [108] utilisent cette mesure pour comparer huit modèles d'évaluation des actifs financiers dont le modèle à trois facteurs de Fama et French. Ce dernier modèle échoue à passer le test de l'hypothèse nulle, à savoir la distance HJ est égale à zéro.

Jacobs and Wang (2001) [112] mènent ce même type de comparaison des modèles d'évaluation des actifs financiers. Sur la base de la distance HJ, ils affirment la supériorité d'un modèle fondé sur la consommation par rapport au modèle du marché et au modèle à trois facteurs. Vassalou (2003) [182] utilise cette technique, parmi d'autres critères, pour comparer le modèle à trois facteurs à un modèle avec

un portefeuille intégrant des informations sur la croissance future du Produit Intérieur Brut (*Gross Domestic Product*). L'auteur conclut que son modèle explique les rentabilités aussi bien que le modèle de Fama et French.

Toujours dans le cadre de la comparaison des modèles d'évaluation des actifs financiers, une autre méthodologie envisageable consiste à considérer les formes conditionnelles par opposition aux formes inconditionnelles. En effet, sous cette dernière hypothèse, le modèle est présenté sous sa forme statique.

Dans une étude s'inscrivant dans ce cadre d'analyse, Ferson et Harvey (1999) [81] testent le modèle à trois facteurs et le modèle à quatre facteurs d'Elton, Gruber et Blake (1995)<sup>9</sup> dans le cas où les coefficients sont sous une forme conditionnelle selon cinq variables de retard. Les deux auteurs parviennent à un rejet des deux modèles. Néanmoins, ils stipulent que la prise en considération de la variation temporelle des variables apporte des améliorations aux deux modèles sans pour autant expliquer la totalité des rentabilités des portefeuilles.

La littérature financière sur les formes conditionnelles, en supposant que le modèle est *vrai* à chaque période, est riche d'enseignements. Toutefois, elle conditionne la supériorité de la forme conditionnelle sur la forme statique du modèle par une bonne spécification de la dynamique du bêta ( $\beta$ ) (Turtle, Buse et Korkie 1994 [181], Jagannathan et Wang 1996 [114], Ghysels 1998 [86]).

Wang (2003) [183] contourne cette limite en présentant un test non-paramétrique des modèles d'évaluation des actifs financiers. Sous cette version non-paramétrique, le modèle à trois facteurs présente de meilleurs résultats que le MEDAF et le modèle de Jagannathan et Wang (1996).

Enfin, pour conclure sur les applications du modèle à trois facteurs, il est à préciser que les questions de recherche sont loin d'être épuisées. Certains chercheurs

---

<sup>9</sup>Le modèle à quatre facteurs d'Elton, Gruber et Blake (1995) considère, en plus des trois facteurs du modèle de Fama et French, un facteur qui exprime la rentabilité en excès d'un portefeuille d'obligations faiblement notées.

comparent une version nationale du modèle à trois facteurs à une version internationale (Griffin 2000 [91]). Les résultats sont plutôt en faveur d'une dominance de la dimension nationale.

## 1.6 Conclusion

En définitive, la lecture des différents modèles d'évaluation des actifs financiers est loin d'être unique. Suivant la question posée et l'objectif recherché, la démarche pour aborder ce volet, très volumineux de la finance, diffère.

Ce chapitre retrace les grandes lignes de l'évaluation des actifs financiers. Il permet ainsi d'introduire le champ d'analyse de la thèse tant à un spécialiste du domaine qu'à un chercheur en finance en général. Un intérêt particulier a été porté sur le MEDAF. Différentes études empiriques au sujet des anomalies ont été présentées. L'accent a été mis sur les deux effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché.

Les difficultés méthodologiques posées par les applications des modèles d'évaluation des actifs financiers ont été mises en exergue. Trouver un critère de comparaison est une question complexe à laquelle les chercheurs en finance tentent d'apporter des réponses appropriées. La technique de Hansen et Jagannathan (1997) [101], qui entre dans ce cadre, a été présentée.

Le chapitre suivant se propose d'exposer également un exercice de cadrage. Néanmoins, des questions en relation directe avec la problématique seront abordées. Le débat tant théorique qu'empirique sur le modèle à trois facteurs sera exposé. L'objectif recherché est de documenter la diversité d'opinions à ce sujet.

# Chapitre 2

## Le cadre théorique du modèle à trois facteurs de Fama et French : anomalies ou facteurs de risque ?

### 2.1 Introduction

De l'interaction entre réflexions théoriques d'une part, et observations empiriques d'autre part une nouvelle catégorie de modèles d'évaluation des actifs financiers, appelés les modèles *ad hoc*, s'est développée. Et c'est dans ce cadre analytique que se situe la thèse de Fama et French (1993) [74].

En effet, deux voies méthodologiques distinctes peuvent être adoptées dans les approches multi-factorielles de gestion de portefeuille. Une première alternative consiste à mettre en évidence une forme d'anomalie révélant une inefficience. Dans une position opposée se situent les partisans de la thèse d'efficience des marchés qui avancent un autre type d'explication. Ces derniers essayent de repérer des facteurs de risque cachés. C'est, en effet, pour cette raison que l'analyse du comportement des rentabilités des titres aboutit souvent à la question suivante : s'agit-il d'une forme quelconque d'inefficience ou bien au contraire d'un facteur de risque caché ?

Une première tentative de réponse, intuitive certes, consiste à étudier la persistance au cours du temps du phénomène capturé. En termes probabilistes, il est

vraisemblable que la dominance dans tous les états de la nature de ce phénomène légitime la thèse d'inefficience et remet ainsi en cause les comportements. Toutefois, la dépendance des observations, des circonstances et de périodes, renforce plutôt l'hypothèse de nouveaux facteurs de risque.

Néanmoins, le partage des deux points de vue est loin d'être manifeste. D'une part, un groupe de chercheurs soutiennent la légitimité de ces modèles *ad hoc* devant l'échec empirique des modèles théoriques tel que le MEDAF. D'autre part, et dans une position diamétralement opposée, des chercheurs s'orientent plutôt vers des développements théoriques expliquant les limites des théories existantes, et notamment en relâchant un certain nombre d'hypothèses simplificatrices.

## **2.2 Le modèle à trois facteurs de Fama et French et ses applications**

### **2.2.1 Les primes des valeurs de substance et des petites capitalisations**

Dans la littérature, riche et large, sur les rentabilités des actions, la mise en évidence d'anomalies ou d'irrégularités boursières est une question récurrente. Dès le premier chapitre, un panorama de ce type d'études a été exposé. Dans cette sous section, deux observations empiriques seront reprises : les valeurs de substance réalisent des performances supérieures à celles des valeurs de croissance et les petites capitalisations présentent des rentabilités supérieures à celles des grandes capitalisations.

Les petites capitalisations, comme leur nom l'indique, sont identifiées par leurs petites tailles de marché. La pratique dans la majorité des études empiriques est d'utiliser la capitalisation boursière comme critère de classification. Néanmoins,

cette variable n'est pas exempte de limites.

En effet, dans l'une des tentatives de la recherche des explications théoriques, Berk (1995) ([18] et [19]) étudie la taille relative de l'entreprise comme une mesure du risque. Il retient comme point de départ l'idée intuitive suivante : dans une économie à une seule période et sous l'hypothèse d'entreprises à taille et valeur espérée des cash-flows identiques, les valeurs de marché de ces entreprises diffèrent, à partir du moment où les risques de ces cash-flows diffèrent (chaque entreprise a son propre risque). En effet, étant donnée que la valeur espérée du cash-flow est la même, les entreprises les plus risquées (un taux d'actualisation plus élevé) ont des valeurs de marché inférieures à celles présentant un moindre risque et des rentabilités espérées plus élevées. A partir de cet exemple, Berk montre que même si toutes les entreprises ont des tailles identiques, la valeur de marché prise comme une mesure de la taille permet de prédire la rentabilité. Il stipule que la relation entre les variables associées à des anomalies et la rentabilité espérée n'est pas due aux caractéristiques opérationnelles de l'entreprise mesurées par ces variables (les revenus ou la taille de l'entreprise). Cette relation exprime plutôt la prime de risque théorique contenue dans les caractéristiques de "marché" de ces variables. En d'autres termes, il démontre que l'utilisation de la valeur de marché dans les tests empiriques peut être justifiée ; et par conséquent il n'y a aucune raison à considérer l'effet taille comme une anomalie d'évaluation des actifs.

Quant à la classification des valeurs de substance par rapport aux valeurs de croissance, plusieurs variables peuvent être utilisées (les ratios valeur comptable sur valeur de marché, cours sur bénéfices, cours sur cash-flow, etc.). Traditionnellement, les valeurs de substance sont identifiées par un ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé.

La mise en évidence des deux primes des valeurs de substance et des petites entreprises n'est pas une fin en soi. La question la plus importante est d'étudier la



pertinence de ces deux primes et leur persistance à travers le temps. La formulation des stratégies d'investissement dépendra de la réponse à cette question.

En d'autres termes, il est important de savoir si ces deux primes évoluent d'une manière continue au cours du temps pour justifier la multiplication des fonds d'investissement orientés vers les valeurs de substance et les petites capitalisations. A titre d'exemple, en essayant de répondre à cette question dans le cadre du marché américain, Jensen, Johnson et Mercer (1998) [119] identifient les deux primes sur l'ensemble de leur échantillon. Ils remarquent également que la rentabilité supérieure des portefeuilles de substance, identifiées par quatre variables différentes (*price to book*, *price to earnings*, *price to cash flow* et *price to sales*) n'est pas induite par un risque supérieur. La mesure de risque considérée est celle de l'écart-type des rentabilités mensuelles. En ce qui concerne les rentabilités des petites capitalisations, elles présentent un écart-type supérieur à celui des rentabilités des grandes capitalisations. La décomposition de l'échantillon sur quatre décennies modifie les conclusions. En effet, la prime des valeurs de substance démontre une stabilité, statistiquement significative, au cours du temps. Toutefois, la prime des petites capitalisations manifeste une évolution moins stable. Plus précisément, au cours des années 70 et 80, cette prime est faible.

Bien que la mise en évidence de ces deux primes ait fait l'objet d'une littérature empirique très large, leur(s) justification(s) théorique(s) demeure moins évidente. Chan et Chen (1991) [39] analysent les différences dans les caractéristiques structurelles des entreprises du marché américain (*NYSE*) sur la période de 1956 à 1985. Ils constatent que les petites entreprises de leur échantillon sont pour la plupart des entreprises "marginales" ayant perdu leurs valeurs de marché à cause des mauvaises performances, d'une production inefficace, d'un endettement financier lourd et des problèmes de cash-flow. Leurs activités (et survies) étant tributaires

des changements des conditions économiques, ces entreprises sont plus risquées<sup>1</sup>.

### **Le cas de quelques marchés financiers internationaux**

Avant de passer à la formulation analytique du modèle à trois facteurs résumant ces observations empiriques, une précision s'impose. Les deux primes ont été identifiées sur quelques places financières internationales, autre que le marché américain.

A titre indicatif, Arshanapalli, Coggin et Doukas (1998) [6] soulignent que sur la période de janvier 1975 à décembre 1995 et dans dix huit marchés financiers internationaux, les stratégies d'investissement qui se fondent sur l'achat des valeurs de substance et la vente des valeurs de croissance réalisent des performances supérieures.

Fama et French (1998) [78] confirment ces résultats pour treize marchés financiers développés et seize marchés financiers des pays émergents. Néanmoins, les résultats relatifs aux pays émergents doivent être interprétés avec précaution car la période considérée est courte et les rentabilités des actifs de ces marchés sont très volatiles. Par ailleurs, les deux auteurs avancent que cette prime des valeurs de substance ne peut être expliquée par un MEDAF international. Toutefois, un MEDAF inter-temporel international, avec une seule variable d'état (ou selon la théorie d'arbitrage avec deux variables d'états), qui explique les rentabilités par la rentabilité du marché et un facteur de risque relatif à la fragilité financière peut être accepté.

Chan, Hamao et Lakonishok (1991) [40] considèrent des données mensuelles des titres du marché japonais (*Tokyo Stock Exchange*) sur la période de juin 1971 à décembre 1988. Leurs résultats convergent vers ceux de Fama et French. En effet, l'importance statistique et économique du ratio valeur comptable sur valeur de

---

<sup>1</sup>Cette explication sera évoquée, parmi autres, au niveau des sections suivantes.

marché est confirmée. Les auteurs vérifient, par ailleurs, que cette importance n'est pas attribuée au seul mois de janvier. Quant à l'effet taille, ils remarquent que les petites entreprises japonaises réalisent, en moyenne, des performances supérieures à celles des grandes entreprises (bien que les résultats soient sensibles aux spécifications du modèle). Enfin, ils justifient la supériorité de la capacité prédictive de la variable "*cash-flow yield*" par rapport à celle du "*earnings yield*" par des caractéristiques institutionnelles du système japonais (des réglementations japonaises imposent aux entreprises l'utilisation de la méthode de dépréciation accélérée).

Dans une lecture de la littérature financière théorique et empirique, Ziemba (1994) [185] s'est intéressé à la vérification de quelques résultats sur les marchés financiers internationaux. Il évoque plusieurs études qui relient l'effet taille au mois de janvier. Il énumère celle de Hawawini et Keim (1994) [106] qui confirme cette observation pour la Belgique, la Finlande, Taiwan et le Japon ; et qui l'infirmes pour la France et l'Angleterre. De même, il recense plusieurs études qui vérifient l'effet positif d'un faible ratio cours sur bénéfices (*price to sales, book value, cash flow*) sur les rentabilités : Levis (1990) pour l'Angleterre, Aggarwal, Rao et Hiraki (1988) et Ziemba et Schwartz (1991) pour le Japon, Chou et Johnson (1990) et Ma et Shaw (1990) pour Taiwan, Gillan (1990) pour la Nouvelle-Zélande. Ziemba précise que ces observations qui peuvent diverger d'un pays à un autre, suscitent l'intérêt des académiques et des chercheurs du fait de leur persistance à travers le temps.

Keim (1990) [122] étudie l'interaction entre l'effet taille et le ratio valeur comptable sur valeur de marché pour le mois de janvier par opposition aux autres mois de l'année sur le marché américain. Il avance quatre observations. L'effet taille du mois de janvier est significatif pour toutes les classes du ratio bénéfices sur cours (*earning to price*). Cet effet a tendance à être plus important pour les portefeuilles à faible ratio bénéfices sur cours. Ensuite, l'effet relatif au ratio bénéfices

sur cours du mois de janvier est non significatif pour les petites entreprises. Dans un troisième point, pour les mois autres que janvier, il existe un effet positif du ratio bénéfices sur cours et marginalement significatif pour les groupes de tailles des plus petites et des plus grandes. Enfin, à l'exception du mois de janvier, l'effet taille n'existe pas. Bien évidemment, ces observations sont relatives à l'échantillon pris par l'auteur. Elles sont à la fois confirmées et infirmées par d'autres études.

### **Le cas du marché français**

Dans le cas français, Hamon et Jacquillat (1990) [96] et (1992) [98] remarquent que les titres de forte capitalisation ont une rentabilité supérieure à celle des titres de faible capitalisation durant les toutes premières séances de l'année. Ils attribuent cette divergence des résultats à des différences de contexte fiscal. En dehors de la période de changement d'année, les petites capitalisations françaises ont des taux de rentabilité supérieurs aux grandes capitalisations. Cet excès de rentabilité n'est pas justifié par un différentiel de risque.

### **2.2.2 Les tentatives d'explications théoriques**

L'idée de base de Fama et French (1993) [74] est la suivante : les effets, taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché, sont considérés comme des facteurs ou des *proxies* de facteurs de risque à rémunérer. Les deux auteurs développent un modèle, appelé le modèle à trois facteurs. Ils expliquent la rentabilité des actions par trois variables relatives au ratio valeur comptable sur valeur de marché, à la taille et au marché. La version inconditionnelle du modèle est résumée dans l'équation ( 2.2.1). Quant à la version conditionnelle, elle autorise une variation

temporelle des taux de rentabilité exigés et des coefficients des facteurs de risque.

$$E(R_i) - R_f = \beta_i[E(R_M) - R_f] + s_iE(SMB) + h_iE(HML) \quad (2.2.1)$$

avec :

- $E(R_i)$  : l'espérance de rentabilité de l'actif  $i$  ;
- $R_f$  : la rentabilité de l'actif sans risque ;
- $E(R_M)$  : l'espérance de rentabilité du portefeuille de marché ;
- $E(SMB)$  : l'espérance de rentabilité du portefeuille  $SMB$  (*Small Minus Big*). En effet, ce portefeuille exprime la différence de rentabilités entre les portefeuilles de petites et de grandes capitalisations ;
- $E(HML)$  : l'espérance de rentabilité du portefeuille  $HML$  (*High book to market Minus Low book to market*). En effet, ce portefeuille exprime la différence de rentabilités des portefeuilles, à ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé et faible ;
- $\beta_i, s_i, h_i$  : les coefficients des trois primes de risque considérées.

En effet, sur la base des deux critères, taille et valeur comptable sur valeur de marché ( $BE/ME$ ), Fama et French construisent 25 portefeuilles à partir d'un échantillon des titres du NYSE, AMEX et NASAD sur une période de 366 mois (juin 1963/décembre 1993). Les rentabilités mensuelles calculées sont plus élevées pour les titres des petites capitalisations et de ratio  $BE/ME$  élevé par rapport à celles des titres des grandes capitalisations et de faible ratio  $BE/ME$ . A partir de cette observation, les deux auteurs proposent de procéder à la régression suivante :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i[R_M - R_f] + s_iSMB + h_iHML + \epsilon_i \quad (2.2.2)$$

Les résultats démontrent que le coefficient  $\alpha_i$  est :

- négatif pour les portefeuilles situés dans les quantiles extrêmes des titres des petites capitalisations et de faible ratio BE/ME ;
- et positif pour les portefeuilles situés dans les quantiles extrêmes des titres des grandes capitalisations et de ratio BE/ME élevé.

Outre ces résultats sur les extrêmes, le coefficient  $\alpha_i$  n'est pas significativement différent de zéro. Ce résultat très important a permis aux auteurs d'affirmer que le modèle à trois facteurs explique les rentabilités des actions.

Lors de l'interprétation économique et financière de leurs résultats, Fama et French (1995) [75] analysent la relation entre la taille et le ratio valeur comptable sur valeur de marché d'une part et les revenus (*earnings*) d'autre part.

Les deux auteurs avancent que le ratio valeur comptable sur valeur de marché et les coefficients de *HML* peuvent être considérés comme des indicateurs de la détresse financière. En effet, les entreprises ayant des situations financières fragiles avec des revenus faibles présentent un ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé (*value stocks*) et un coefficient positif pour *HML*. Dans une position diamétralement opposée, les entreprises solides avec des revenus élevés se caractérisent par un faible ratio valeur comptable sur valeur de marché (*glamour stocks*) et des coefficients négatifs pour *HML*. Selon les deux auteurs, l'utilisation du portefeuille *HML* permet de capturer la covariation entre les rentabilités et la relative détresse financière mise en évidence par Chan et Chen (1991) [39].

De la même manière, les deux auteurs analysent la relation entre la taille et les revenus des entreprises. Pour une même classe de ratio valeur comptable sur valeur de marché, les petites entreprises ont tendance à être moins profitables que les grandes entreprises à partir des années quatre vingt. Le facteur taille exprimé dans les revenus permet d'expliquer celui des rentabilités. Le portefeuille *SMB* exprime la covariation des rentabilités des petites entreprises non capturée par la rentabilité du marché, mise en exergue par Huberman et Kandel (1987) [110].

Le choix des deux portefeuilles, *HML* et *SMB*, permet d'intégrer dans un modèle deux observations empiriques mises en évidence dans les études antérieures<sup>2</sup>.

Fama et French (1996) [77] stipulent que leur modèle présente une bonne description des rentabilités du fait que les trois variables ( $R_M - R_f$ ), *SMB* et *HML* ne constituent pas sa forme unique. Selon les deux auteurs, leur analyse peut être intégrée dans le cadre théorique du modèle inter-temporel d'évaluation des actifs financiers de Merton (1973) [149] et de la théorie d'arbitrage de Ross (1976) [164].

En effet, dans le cadre du MEDAF inter-temporel (*ICAPM*), les investisseurs sont adverses au risque. Ces derniers s'intéressent à l'espérance et à la variance des rentabilités de leurs portefeuilles. Par ailleurs, ils essayent de couvrir des risques spécifiques à des variables d'états (consommation et investissement); c'est pourquoi "*les portefeuilles optimaux ont un risque moins élevé pour un objectif donné de rentabilité espérée et de sensibilité par rapport aux variables d'états*". Ils sont appelés des portefeuilles *Multi-facteurs-Minimum-Variance (MMV)*. Pour faire le rapprochement avec le modèle à trois facteurs, Fama (1996) [67] et (1998) [68] propose un *ICAPM* à deux variables d'états. La génération des portefeuilles MMV peut être faite avec un actif sans risque et trois portefeuilles MMV linéairement indépendants.

Ce résultat présente deux implications :

- Une combinaison quelconque de trois portefeuilles MMV permet de décrire les rentabilités en excès de tous les titres et les portefeuilles. Cette implication se traduit analytiquement par des valeurs égales à zéro des ordonnées à l'origine des régressions des rentabilités en excès sur les rentabilités en excès de ces trois portefeuilles MMV (1).
- Les rentabilités en excès réalisées de n'importe quelle combinaison de trois

---

<sup>2</sup>Voir également le premier chapitre.

portefeuilles MMV quelconques décrivent parfaitement les rentabilités en excès des autres portefeuilles MMV (**2**).

Le même raisonnement peut être adopté pour le modèle à trois facteurs dans le cadre de la théorie d'arbitrage (*APT*) de Ross (1976) [164]. En effet, Fama (1996) [67] suppose que les investisseurs sont adverses au risque ; qu'il existe deux facteurs communs de risque et que le nombre des actifs risqués est fini. Il stipule une fois de plus que les portefeuilles optimaux sont MMV. Il avance la même conclusion que celle présentée pour l'*ICAPM*. En plus, les deux implications présentées ci dessus (**1** et **2**) tiennent toujours.

Les variables explicatives considérées, aussi bien dans le cas de l'*ICAPM* que de l'*APT* ; sont les rentabilités espérées des MMV en excès du taux sans risque. Afin de pouvoir intégrer le modèle à trois facteurs dans ce cadre, il faut supposer que les deux composantes ; *SMB* et *HML* ; sont des MMV. Fama et French proposent de considérer *M* (*market*), *S* (*small*), *B* (*big*), *H* (*high*) et *L* (*low*) des MMV du fait que  $R_M - R_f$ , *SMB* et *HML* expliquent bien les rentabilités. Ils testent les deux implications **1** et **2** et ils parviennent aux deux résultats suivants :

- En cohérence avec l'implication **1**, différents triplets des rentabilités en excès des *M*, *S*, *B*, *H* et *L* fournissent des descriptions équivalentes des rentabilités.
- En cohérence avec l'implication **2**, la rentabilité en excès sur trois des variables *M*, *S*, *B*, *H* et *L* décrit parfaitement la rentabilité en excès de la quatrième variable.

Pour justifier le choix  $(R_M - R_f)$ , *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 ; c'est pourquoi sous cette forme, le modèle à trois facteurs facilite l'interprétation des coefficients de la régression.



### 2.2.3 Les variables d'états et la prime de risque

L'identification des variables d'états justifiant l'attribution d'une prime de risque constitue un préalable pour intégrer le modèle à trois facteurs dans le cadre de l'*ICAPM* ou de l'*APT*. Fama et French (1993) [74], partisans de la thèse de la détresse financière, avancent l'idée suivante : dans le cadre de l'explication des rentabilités espérées, une prime de risque pour la variable d'état "détresse financière" peut être justifiée une fois le rôle du capital humain est pris en considération.

En effet, en présence de perspectives défavorables, il est probable que le niveau d'emploi dans les entreprises de croissance n'augmente plus au même rythme. Toutefois, la valeur du capital humain au sein de ces entreprises ne diminue pas. Ceci n'est pas valable pour les firmes les plus fragiles. Lors des chocs économiques, les employés spécialisés fuient ce type d'entreprises.

Cette explication est réfutée par certains auteurs. En effet, Jagannathan et Wang (1996) [114] considèrent le capital humain<sup>3</sup> comme un actif supplémentaire dans le MEDAF. La difficulté à laquelle se heurte ces modèles ne réside pas dans le fait de trouver des variables d'états permettant d'expliquer la variation des rentabilités. Elle s'exprime plutôt dans la recherche d'une justification des primes spéciales relatives à ces variables. Merton (1973) [149] atteste ce problème pour l'*ICAPM* et l'*APT* multi-factoriels.

En revanche, s'il est vraisemblable que la taille et le ratio valeur comptable sur valeur de marché soient liés à des facteurs de risque, leur choix demeure critiquable pour son caractère arbitraire. Ayant pour objectif de trouver un fondement économique de ce choix, Fama et French (1995) [75] se sont orientés vers l'explication de la relation entre les rentabilités des actions d'une part et la taille et le ratio valeur comptable sur valeur de marché d'autre part, par l'évolution des revenus de

---

<sup>3</sup>Mayers (1972) discute la prime qui peut être attribuée au capital humain, classé comme étant un actif non échangeable.

l'entreprise. Les auteurs concluent que le risque du marché et l'effet taille présents dans les revenus aident à expliquer ceux des rentabilités.

Dans le cadre de l'*ICAPM* de Merton, Brennan, Wang et Xia (2002) [29] supposent que les opportunités d'investissement soient décrites par deux variables d'état, le taux d'intérêt réel et le ratio maximum de Sharpe. Les deux variables suivent un processus d'Ornstein-Uhlenbeck. Ils démontrent que les rentabilités des portefeuilles *HML* et *SMB* sont en relation avec les innovations de ces deux variables d'état. Cette relation est présentée comme une explication possible de la prime de risque attribuée à ces deux portefeuilles.

Dans cette même voie de recherche, à savoir les tentatives d'explication(s) théorique(s) du modèle à trois facteurs, Lin et Sears (2001) [140] développent un MEDAF multi-périodes intégrant, outre le bêta du marché, le taux de croissance des cash-flows futurs espérés du titre. Selon les deux auteurs, les deux effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché sont significatifs dans l'explication des rentabilités des titres de par leur forte corrélation avec le taux de croissance des cash-flows futurs. Pour passer du MEDAF à une seule période au MEDAF multi-périodes, les auteurs supposent que les investisseurs utilisent un modèle de prévisions adaptatives, que les cash-flows espérés croient à un taux de croissance constant et que les valeurs réalisées et espérées de ces cash-flows sont liées par un facteur proportionnel. Dans ce cadre théorique, ils démontrent qu'il existe une relation linéaire entre la rentabilité espérée d'une part et un terme lié au taux de croissance des cash-flows espérés et un deuxième terme lié au risque systémique d'autre part. Néanmoins, sur un plan empirique et dans une application sur le marché américain, Lin (2001) [139] n'a pas pu écarter les effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché, en présence du taux de croissance des cash-flows.

En faisant appel à la théorie des bulles spéculatives dans les marchés financiers, Fung (1999) [85] présente un développement théorique qui explique les effets

taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché. Il avance que, sous certaines conditions, l'hypothèse selon laquelle ces deux effets peuvent être considérés comme des mesures de l'effet bulle est tout à fait plausible. Le seul problème qui se pose est celui de la vérification empirique de ces développements théoriques.

## 2.3 Les explications de la finance comportementale

La finance comportementale a tenté d'apporter des explications à l'ensemble des anomalies et des irrégularités boursières. De ce fait, situer la problématique relative à la légitimité du modèle à trois facteurs par rapport à la finance comportementale constitue l'objet de cette partie.

### 2.3.1 La sur-réaction sur le long terme

Outre la défense sur le plan théorique présentée ci-dessus, Fama et French (1996) [77] ont essayé de croiser les résultats de leurs études avec ceux d'autres études faisant partie de la finance comportementale.

En effet, DeBondt et Thaler (1985) [61] soutiennent l'hypothèse d'une sur-réaction sur les marchés financiers sur le long terme. Les deux auteurs s'inspirent des expériences psychologiques ayant montré une sur-réaction des individus face à toute nouvelle information, non intégrée dans leurs prévisions<sup>4</sup>. Se fondant sur le calcul de la rentabilité anormale cumulative (*Monthly cumulative abnormal returns* ou *CAR*) de 36 à 60 mois des portefeuilles de "gagnants" (*winners*) et de "perdants" (*losers*), ils démontrent une inversion de la rentabilité pour les 36 à 60 mois suivants.

---

<sup>4</sup>voir aussi la théorie du prospect de Kahneman et Tversky (1979).

Cette hypothèse demeure néanmoins critiquable pour des raisons méthodologiques. Conrad et Kaul (1993) [50] soulignent que la sur-réaction est induite par un biais d'estimation de la "vraie" rentabilité des différents portefeuilles. La technique de la rentabilité anormale cumulative recèle des erreurs de mesure, dues par exemple à l'effet "bid-ask". Les auteurs proposent la mesure de la stratégie "buy and hold" pour ce type d'analyse. Avec cette technique, l'hypothèse de la sur-réaction est infirmée.

Selon Fama et French (1996) [77], les résultats des études menées par DeBondt et Thaler (1985) [61] sur les rentabilités des actions sur le long terme convergent avec ceux du modèle à trois facteurs. En effet, les actions présentant des rentabilités faibles (*long term losers*) ont tendance à avoir des coefficients de *SMB* et *HML* positifs et des rentabilités moyennes espérées plus élevées. Toutefois, les rentabilités futures faibles sont associées aux titres des grandes entreprises ayant des coefficients négatifs pour *HML* (*long term winners*).

### 2.3.2 Les rentabilités sur le court terme

Le changement d'horizon d'analyse et le passage du long au court termes met en évidence une certaine contradiction entre les résultats de quelques études antérieures (Jegadeesh et Titman 1993 [115]) et le modèle à trois facteurs. En effet, ce dernier aboutit à un seul type de conclusion : les titres qui enregistrent des rentabilités faibles, aussi bien sur le court que le long terme, tendent à avoir des coefficients positifs de *HML*.

Les rentabilités des actions manifestent une continuité sur le court terme non capturée par le modèle à trois facteurs. Fama et French exposent trois réponses possibles à cette critique. Dans un premier lieu, le modèle à trois facteurs, comme tout autre modèle, n'est pas exempt de limites. Son incapacité à expliquer la continuité des rentabilités sur le court terme en constitue une. Ensuite, selon les deux

auteurs, la solidité de leur modèle ne peut être contestée qu'une fois leurs tests sont appliqués sur des bases de données internationales. Enfin, la finance comportementale peut apporter des éléments de réponses à la continuité des rentabilités sur le court terme. En effet, les investisseurs sous-réagissent aux informations de court terme et sur-réagissent à celles de long terme ce qui suppose une irrationalité de leur part dans l'évaluation des actifs. S'inspirant du conservatisme des individus documenté dans la psychologie et du principe de la représentativité dans les comportements heuristiques (*representativeness heuristic*) de Tversky et Kahneman ; Barberis, Shleifer et Vishny (1998) [12] suggèrent un modèle expliquant ces comportements. Le modèle de Daniel, Hirshleifer et Subramanyam (1998) [54] fondé plutôt sur la confiance excessive (*overconfidence*) des individus et la dissonance cognitive (*self-attribution*) constitue également un modèle comportemental qui avance le même type d'explication.

### 2.3.3 Les stratégies d'investissement

Lakonishok, Shleifer et Vishny (1994) [135] comparent deux stratégies d'investissement en portefeuille ; l'investissement orienté vers les titres à ratio bénéfiques (ou dividendes ou valeur comptable) sur cours élevé (*Value strategies*) et l'investissement en titres de croissance (*Growth strategies*)<sup>5</sup>. La question à laquelle ils tentent d'apporter une réponse est celle de savoir pourquoi les premières stratégies présentent des rentabilités supérieures aux secondes. Deux explications potentielles sont avancées. Ce différentiel de rentabilités peut s'expliquer par le fait que les stratégies en question (*Value strategies*) vont à l'encontre des stratégies "naïves" des autres investisseurs (*Contrarian investment*)<sup>6</sup>. Il peut être également dû au

<sup>5</sup>Ces stratégies d'investissement ont fait l'objet de plusieurs études empiriques. La Porta, Lakonishok, Shleifer et Vishny (1997) [130] corroborent les explications avancées par Lakonishok, Shleifer et Vishny (1994) [135].

<sup>6</sup>Dans le cas français, Bacmann et Dubois 1998 [7] analysent ce type de stratégies (*contrarian strategies*). Ils concluent que ces dernières procurent un profit, faible mais significatif. La première

caractère fondamentalement risqué de ces stratégies.

L'explication retenue par les auteurs est celle d'une préférence des investisseurs aussi bien individuels qu'institutionnels pour les titres de croissance. En ce qui concerne les premiers, ils projettent les taux de croissance passés dans le futur sans aucune considération de la règle de retour à la moyenne (*mean reversion*). A cause de cette extrapolation des données passées dans le futur, les investisseurs individuels sont très optimistes pour les titres de croissance et très pessimistes pour les titres de substance. Pour les seconds, il s'agit plutôt d'un problème d'agence. Dans l'objectif d'afficher une stratégie prudente, les investisseurs institutionnels manifestent une préférence pour les titres de croissance même si ces derniers ne sont pas fondamentalement plus risqués. Pour les gestionnaires, une telle stratégie s'avère plus intéressante sur le court terme s'ils veulent faire preuve de bonnes performances.

Fama et French (1996) [77] soutiennent que leur modèle explique bien les rentabilités de ces différentes stratégies, indépendamment de la cause des différences de rentabilités (risque ou sur-réaction). Ils avancent que les descriptions qui peuvent remplacer les portefeuilles  $L$  et  $H$  dans le modèle à trois facteurs sont les portefeuilles MMV créés à partir du ratio valeur comptable sur valeur de marché (*book to market equity* ou BE/ME), le ratio bénéfices sur cours (*earnings to price* ou E/P) ou le ratio cash-flow sur cours (*cashflow to price* ou C/P) considérés par Lakonishok, Shleifer et Vishny (1994) [135]. Toutefois, les MMV construits sur la base du niveau des ventes défini par Lakonishok et al. ne peuvent pas remplir cette fonction. Une première hypothèse stipulant que la croissance des ventes détecte une variation des rentabilités espérées non exprimée par les autres variables est rejetée par les deux auteurs : les régressions à trois facteurs expliquent les rentabilités moyennes pour toutes les variables sans poser de problèmes particuliers.

---

source de ce profit est la sur-réaction aux informations spécifiques aux entreprises.

Une seconde hypothèse, remettant en cause la diversification de cet indicateur des ventes est plutôt acceptée.

### 2.3.4 La prime de détresse financière est irrationnelle

Comparant les valeurs annuelles moyennes et les écart-types des trois primes ( $R_M - R_f$ ), *SMB* et *HML* sur une période de trente ans, Fama et French (1996) [77] trouvent des résultats analogues. Ils stipulent que la remise en cause de la prime de détresse financière, *HML*, conduit à une remise en cause des deux autres primes de taille *SMB* et du marché ( $R_M - R_f$ ).

Néanmoins, cette argumentation a été critiquée. Selon Lakonishok, Shleifer et Vishny (1994) [135] et MacKinlay (1995) [145], parmi d'autres, la prime de détresse financière est irrationnelle. Trois arguments peuvent justifier cette irrationalité.

En effet, la prime de détresse financière peut exprimer une sur-réaction de la part des investisseurs. Après la formation des portefeuilles sur la base du ratio valeur comptable sur valeur de marché, ces derniers perdent toute confiance dans la capacité des entreprises à faible taux de croissance des revenus et à ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé (et inversement) à retrouver un niveau "normal" pour ces variables. Cependant, Fama et French remarquent que la prime de détresse financière persiste cinq ans au moins après la formation des portefeuilles alors que l'inversion de la croissance des revenus se manifeste plus tôt.

Le deuxième argument est relatif à l'observation empirique de la faible rentabilité des actions des entreprises à situation financière fragile même hors les périodes de faible taux de croissance du Produit Intérieur Brut <sup>7</sup> ou de faibles rentabilités de toutes les actions. Fama et French rejettent cet argument en remarquant que les

<sup>7</sup>Chen (1991) [41] avance que la rentabilité espérée en excès est négativement liée à la croissance présente du Produit Intérieur Brut (*Gross National Product*) et positivement liée à sa croissance future.

chocs technologiques, les changements d'habitudes et les innovations en termes de produits peuvent changer les perspectives des industries sans se refléter au niveau des agrégats économiques.

Enfin, les portefeuilles diversifiés des entreprises à ratio valeur comptable sur valeur de marché; aussi bien élevé que faible; présentent la même variance des rentabilités. Fama et French réfutent cette dernière objection en avançant que la variance ne constitue pas une mesure suffisante pour évaluer le risque d'un portefeuille.

En conclusion, une remarque mérite d'être évoquée. Plusieurs auteurs dont Fama (1998) [69] rejettent les explications avancées par la finance comportementale au sujet des anomalies, en faveur d'une corroboration de l'hypothèse d'efficience des marchés. Selon ces auteurs, sur les marchés financiers, les sur-réactions à une annonce quelconque ou à une information particulière sont aussi fréquentes que les sous-réactions. Certains auteurs annoncent même la fin de la finance comportementale à partir du moment où les biais comportementaux peuvent être intégrés dans des modèles. Néanmoins, la question de la sur-réaction des investisseurs anime encore des sujets de discussion en finance. Les travaux de recherche sur ce sujet essaient de se distinguer en proposant des méthodologies différentes (Griffin et Lemmon 2000 [92]).

## 2.4 Les erreurs d'estimation des modèles d'évaluation

D'autres explications ne remettant pas nécessairement en cause le modèle d'évaluation des actifs financiers peuvent se substituer à la prime de détresse financière. En effet, certains chercheurs s'opposent à l'idée d'omission de certains facteurs de risque et au problème d'identification du portefeuille de marché. Ils évoquent les



hypothèses simplificatrices du MEDAF concernant la rationalité des investisseurs ou encore les marchés financiers parfaits. Leurs explications couvrent les méthodologies utilisées dans les études empiriques, les frictions des marchés tels que les coûts de transaction, la liquidité etc. Trois idées majeures sont retenues à ce sujet.

### 2.4.1 Le biais du survivant

Analysant les données de *COMPUSTAT*, Kothari, Shanken et Sloan (1995) [127] remarquent que les actions des entreprises qui disparaissent ne sont pas intégrées dans la base de données ce qui peut générer un biais. Sur une base de données de *Standard & Poor's*, les auteurs ne trouvent pas de relation significative entre le ratio valeur comptable sur valeur de marché et les rentabilités des actions. Ainsi, ils remettent en cause la validité empirique du modèle à trois facteurs. Ils avancent que la validité d'un modèle d'évaluation "solide" ne doit pas dépendre de l'échantillon<sup>8</sup>.

Néanmoins, comme il est communément admis, même si la critique du biais du survivant est vraie, elle n'est pas nécessairement en faveur du MEDAF. En effet, cette critique a été également adressée au MEDAF lors de ses premières applications empiriques (Blume et Friend 1973 [26]). Par ailleurs, le biais du survivant n'explique pas la rentabilité moyenne relativement élevée des portefeuilles à ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé. Enfin, il y a d'autres types d'omissions dans la base de données de *COMPUSTAT*, qui ne sont pas dues au biais du survivant, telles que les companies "*closed-end investment*" et les institutions financières.

Dans le but de tester l'hypothèse de Kothari, Shanken et Sloan ; Kim (1997) [125] réexamine les effets taille, valeur comptable sur valeur de marché et bénéfices

<sup>8</sup>La dépendance des résultats de Fama et French à l'échantillon et la période considérés fait l'objet de plusieurs études. Voir aussi Lin (2001) [139]

sur cours en utilisant une base de données plus large que celle de *COMPUSTAT*. A partir de ses résultats, il s'est avéré que la relation positive monotone entre les rentabilités et le ratio valeur comptable sur valeur de marché persiste. L'auteur conclut alors que le biais du survivant existe. En revanche, l'étendue de son influence sur les résultats, exagérée jusqu'à présent par la littérature financière, est limitée. Barber et Lyon (1997) [11] confirment l'idée de l'effet limité du biais du survivant sur la signification économique et statistique des primes attribuées à l'effet taille et au ratio valeur comptable sur valeur de marché<sup>9</sup>.

Toujours dans le cadre de la critique de Kothari et al. sur la dépendance des résultats à un échantillon et/ou à une période donnée ; Barbee, Mukherji et Raines (1996) [10] ont comparé la capacité prédictive du ratio valeur comptable sur valeur de marché et de la taille par rapport à celle des ratios ventes sur cours (*sales to price*) ou encore dettes sur capitalisation (*debt to equity*). Quatre raisons justifient le choix du ratio ventes sur cours. Par comparaison aux bénéfices (*price to earnings ratio*), les ventes (*sales to price ratio*) incorporent plus d'informations sur le profit potentiel du long terme de l'entreprise. Par ailleurs, elles sont considérées comme des variables plus stables. Par rapport à la valeur comptable (*book to market ratio*), les ventes sont moins affectées par les facteurs spécifiques de l'entreprise. De plus, le problème d'interprétation des valeurs négatives ne se pose pas dans le cas de cette variable. Enfin, la "réputation" de l'entreprise peut être véhiculée dans ce ratio. Quant au choix du ratio dettes sur capitalisation, les auteurs se réfèrent à l'observation faite par Bhandari qui considère un tel ratio comme un indicateur "naturel" du risque. Selon Barbee et al., ces deux ratios de ventes et de dettes ont une capacité explicative des rentabilités des actions plus forte que celle du ratio

---

<sup>9</sup>Une étude préliminaire sur un échantillon du marché français présentant la limite du biais du survivant a été menée (voir Laajili (2002) [131] et (2003) [132]). La comparaison des résultats de cette étude avec ceux de la thèse montre que l'effet du biais du survivant est limité.

valeur comptable sur valeur de marché et de la taille. Et plus précisément, le ratio ventes sur cours suscite un intérêt particulier puisqu'il présente les résultats les plus significatifs; tandis que la signification du ratio valeur comptable sur valeur de marché et de la taille dans l'explication des rentabilités des actions n'est qu'apparente.

### 2.4.2 Le tamisage des données

Lo et MacKinlay (1990) [143] et Black (1993) ([24] et [22]) soutiennent l'hypothèse de manipulation des données (*Data-snooping*)<sup>10</sup>. En d'autres termes, un triage ou un calibrage des données<sup>11</sup> peut conduire à des fausses conclusions d'où la nécessité des tests hors échantillon (*out-of-sample*). Selon Lo et MacKinlay, le terme *Data-snooping* qu'ils ont employé ne doit pas être interprété comme une "malhonnêteté" scientifique ou une volonté intentionnelle de la part des chercheurs de manipuler les données. Il s'agit plutôt d'un problème épistémologique relatif à la recherche scientifique. Les succès et les échecs des études antérieures influencent, inéluctablement, les recherches actuelles.

Afin de contourner ce biais, Fama et French (1996) [77] avancent quatre arguments. La prime de détresse financière n'est pas spéciale à un échantillon particulier puisqu'elle est vérifiée pour des périodes de longueurs différentes. Elle a fait également l'objet d'études à partir de données internationales. La taille, les ratios valeur comptable sur valeur de marché, bénéfiques sur cours ou encore cash-flow sur cours, indicateurs des revenus espérés (Ball 1978 [8]), présentent une grande utilité pour tester des modèles d'évaluation des actifs comme le MEDAF. Enfin, le nombre limité des anomalies exclut l'hypothèse de manipulation des données.

Dans le même cadre des tests de cette dernière hypothèse, la relation entre la

<sup>10</sup>Black (1993) [24] précise que le problème de *Data-snooping* est aussi connu sous le nom de *Data-mining*, *Data-dredging* ou encore *hindsight*.

<sup>11</sup>Allaz et Dumas (1995) [2] traduisent le terme de *Data-mining* par "tamisage de données".

rentabilité et le ratio valeur comptable sur valeur de marché a été confirmée par : Davis (1994) [59] sur des données du marché américain sur une longue période ; Chan, Hamao et Lakonishok (1991) [40] sur des données du marché japonais et Barber et Lyon (1997) [11] sur des données concernant les institutions financières.

### 2.4.3 Les vrais $\beta$ versus les $\beta$ calculés

L'exposé des arguments rejetant la prime de détresse financière est clôturé par des interrogations relatives au choix du portefeuille de marché<sup>12</sup>. En effet, selon certains auteurs, le modèle d'évaluation à retenir est le MEDAF. Les anomalies doivent être interprétées dans ce cas comme des limites pour retrouver des variables empiriques indicatrices du portefeuille de marché ; puisque les "vrais"  $\beta$ s ne sont pas observés.

Par ailleurs, certains auteurs reprochent à la méthodologie de Fama et MacBeth (1973) [79], qualifiée à deux passages<sup>13</sup>, de considérer dans les régressions de la deuxième étape des valeurs estimées des  $\beta$ s lors de la première étape, dans la même base de données.

A ce problème, appelé "*errors-in-variables*", Kim (1995) [124] en propose une solution. Selon l'auteur, sa correction présente trois avantages. Elle permet de considérer toute l'information sur les titres individuels, d'éviter un autre type de biais à savoir le "*data-snooping*" et d'écartier les choix arbitraires. Dans son étude, Kim (1997) [125] démontre que les  $\beta$ s gardent leur signification économique et statistique une fois le problème de l'erreur des variables est corrigé. De même, le pouvoir explicatif du ratio valeur comptable sur valeur de marché persiste. Ce ne fut néanmoins pas le cas du ratio bénéfices sur cours. Quant à l'effet taille, sa signification est moins prononcée sur des données d'une périodicité supérieure à

<sup>12</sup>Ce problème est nommé *bad market proxies*.

<sup>13</sup>Cette méthodologie est largement utilisée dans les applications empiriques.

un mois.

Par ailleurs, Ferguson et Shockley (2003) [80] ont repris le débat sur les *vrais*  $\beta$  et les  $\beta$  calculés. Les deux auteurs proposent un modèle théorique<sup>14</sup> en temps continu où le MEDAF est le modèle d'évaluation de tous les actifs de l'économie. Les actions de l'entreprise sont considérées comme une option d'achat européenne écrite sur les actifs réels. Le modèle détermine explicitement l'erreur d'estimation du bêta dans le cas où un portefeuille de marché, composé exclusivement des actions, est considéré. Selon les deux auteurs, le *vrai* portefeuille de marché à retenir est un portefeuille composé des actions et des dettes. Des variables en corrélation avec le niveau d'endettement comme la taille ou le ratio valeur comptable sur valeur de marché semblent expliquer les rentabilités. En présence de portefeuilles exprimant le niveau d'endettement, ces variables perdent tout pouvoir explicatif.

La présentation des anomalies a été limitée aux trois biais relatifs à l'utilisation des données ; à savoir le biais du survivant, le tamisage des données et le calcul du *vrai* bêta. Néanmoins, d'autres biais peuvent être évoqués tels que les erreurs de mise en correspondance des données boursières et comptables ou encore "*look ahead bias*".

Outre les idées présentées ci-dessus, la méthodologie utilisée dans le modèle à trois facteurs a fait l'objet de plusieurs autres critiques. Une étude menée par Knez et Ready (1997) [126] démontre que les résultats présentés par Fama et French ne sont pas faux. Toutefois, les auteurs qualifient ces résultats de peu riches. Leur analyse aboutit à la conclusion suivante : l'effet taille est dû aux valeurs extrêmes (représentant moins de 1% de la base de données mensuelles). Par ailleurs, tout en contrôlant la taille, l'effet du ratio valeur comptable sur valeur de marché n'est pas affecté par les valeurs extrêmes. Knez et Ready présentent trois hypothèses

---

<sup>14</sup>La proposition de Ferguson et Shockley (2003) [80] est développée, en détails, au niveau du sixième chapitre.

économiques de l'influence de ces valeurs extrêmes sur les résultats : l'effet prix (les différences entre les *bid-ask* des petites et grandes entreprises), les opérations de prise de contrôle (les petites entreprises sont généralement des entreprises cibles pour ce type d'opérations) et le cycle de vie des entreprises ou encore "*turtle eggs*" (les petites entreprises qui bénéficient des opérations de croissance).

## 2.5 Une analyse micro-économique

Les analyses présentées jusqu'à présent entrent dans un cadre macro-économique. Elles partent de l'observation empirique des rentabilités au niveau du marché financier dans son ensemble. Une fois les deux effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché identifiés, les chercheurs tentent de trouver des explications au niveau des entreprises (la situation économique et financière) et des investisseurs (la finance comportementale).

Berk, Green, et Naik (1999) [20] adoptent une approche différente. Ils suggèrent un modèle théorique qui explique ces observations empiriques tout en partant de la définition de la valeur de l'entreprise. Ils définissent cette dernière comme étant la somme de la valeur des cash-flows futurs de tous les projets en cours et la valeur des opportunités futures d'investissement. Leur modèle décompose la rentabilité espérée en trois composantes :

- un premier terme traduisant les effets d'un changement des taux d'intérêts sur la valeur des cash-flows de l'entreprise ;
- un deuxième terme proportionnel au ratio valeur comptable sur valeur de marché ;
- enfin, un terme relatif aux options de croissance de l'entreprise.

Les simulations du modèle donnent des résultats qui vont au pair, au moins

qualitativement, avec les conclusions des études antérieures et les résultats du modèle à trois facteurs. Néanmoins, la difficulté de l'application empirique constitue la principale limite de ce modèle.

## 2.6 Le modèle à trois facteurs versus le MEDAF

Afin de faire le lien avec le chapitre suivant où le premier test sera présenté, le débat relatif à la comparaison du modèle à trois facteurs au modèle de référence dans les modèles d'évaluation des actifs financiers, le MEDAF, sera exposé au niveau de cette section. L'expression de "modèle de référence" doit être interprétée surtout par rapport à l'ancienneté, la simplicité et l'étendue d'application du MEDAF. La présente discussion est celle exposée par les auteurs du modèle à trois facteurs.

En effet, Fama et French (1996) [77] stipulent qu'une comparaison entre le modèle à trois facteurs et le modèle d'évaluation des actifs financiers dans lequel seule  $(R_M - R_f)$  est prise en considération pour l'explication des rentabilités, montre une dominance du premier modèle par rapport au second. Fama (1996) [67] utilise le MEDAF inter-temporel (*ICAPM*) pour expliquer le rejet du MEDAF. En effet, les MMV de l'*ICAPM* peuvent être interprétés comme des combinaisons du portefeuille efficient (*mean-variance-efficient* ou MVE) de Markovitz (1959) [147] et des MMV des variables d'états.

Est-ce que les rentabilités en excès des MMV peuvent être expliquées entièrement par leurs  $\beta$ s? Les tests menés par Fama et French (1996) [77], montrent que les régressions du MEDAF pour des portefeuilles MMV (*S*, *L*, *H*, *SMB* et *HML*) présentent des erreurs d'évaluation. Sur la base de ces tests, ils avancent la dominance du modèle à trois facteurs par rapport au MEDAF dans l'explication des rentabilités.

Rappelant que les développements du modèle à trois facteurs se fondent essentiellement sur des observations empiriques. La recherche d'une ligne de partage entre les différentes tentatives d'explications théoriques du modèle à trois facteurs est l'un des objectifs de ce travail. L'objectif fixé est celui d'offrir un cadre d'explication complet et cohérent.

## 2.7 Conclusion

En définitive, ce chapitre témoigne de la richesse de la littérature financière au sujet des développements théoriques et des investigations empiriques sur l'évaluation des actifs financiers. L'objectif fixé était de présenter une synthèse des différentes contributions aussi bien en faveur que contre le modèle à trois facteurs. Le choix retenu était de reprendre, dans un premier temps, les idées essentielles à ce sujet. Dans une deuxième étape, une discussion au sujet du modèle à trois facteurs, témoignant de la diversité des opinions, est exposée.

En effet, la mise en évidence des deux effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché, sur le marché américain d'abord et sur quelques places financières internationales ensuite, a fait l'objet d'un ensemble d'études empiriques antérieures au modèle à trois facteurs. Dans le but de résumer ces observations empiriques, Fama et French (1993) proposent leur modèle.

Les deux auteurs présentent un cadre théorique possible au modèle. Ils expliquent que les trois variables ; marché, *HML* et *SMB* ; ne constituent pas sa forme unique. Le modèle peut être intégré dans le cadre du modèle inter-temporel d'évaluation des actifs financiers de Merton (1973) et de la théorie d'arbitrage de Ross (1976).

Le débat portant sur les explications théoriques avancées par les auteurs du modèle à trois facteurs a fait l'objet d'un développement au niveau de ce chapitre.



La première catégorie d'explications est relative aux réponses apportées par la finance comportementale. Analyser le comportement des investisseurs pour mieux comprendre les observations empiriques au niveau du marché financier peut être une alternative au modèle à trois facteurs. Les partisans de ce champ d'analyse se réfèrent, entre autres, à la psychologie des individus afin de développer des modèles comportementaux expliquant ces observations.

Les erreurs d'estimation des modèles d'évaluation des actifs financiers forment la deuxième catégorie d'explications alternatives au modèle à trois facteurs. La présentation, retenue au niveau de ce chapitre, était d'exposer trois points essentiels : le biais du survivant, le tamisage des données et le calcul du vrai  $\beta$ .

Enfin, l'analyse micro-économique de Berk, Green, et Naik (1999) [20] a fait l'objet d'un dernier développement cherchant à apporter une explication au modèle à trois facteurs. L'originalité de ce travail et la solidité du développement théorique offert par les auteurs expliquent l'intérêt qui lui a été accordé. Néanmoins, l'application empirique demeure une des limites de ce modèle.

En définitive, la mise en évidence de la complexité de la question de partage entre anomalie(s) et facteur(s) de risque a fait l'objet du présent chapitre. Le chapitre suivant se propose d'exposer une étude empirique à ce sujet dans le cadre du marché français.

# Chapitre 3

## Le modèle à trois facteurs de Fama et French et le modèle d'évaluation des actifs financiers dans le cas français

### 3.1 Introduction

Ce chapitre<sup>1</sup> a pour objectif de comparer la capacité explicative de deux modèles d'évaluation des actifs financiers ; le modèle à trois facteurs et le MEDAF. Dans cet exercice scientifique, la validation théorique est écartée en faveur d'une validation empirique. Néanmoins, cette dernière pose un certain nombre de problèmes.

En effet, une des limites des applications empiriques des modèles d'évaluation des actifs financiers, souvent reprise par les chercheurs, est celle de l'identification du portefeuille du marché (Roll 1977 [163]).

Par ailleurs, aussi bien le modèle à trois facteurs que le MEDAF, supposent une

---

<sup>1</sup>Une première étude sur un échantillon du marché français a été publiée en cahier de recherche du CEREG [131], en version anglaise : "The Capital Asset Pricing Model and the Three Factor Model of Fama and French revisited in the case of France". Je remercie les participants des colloques suivants : "9th Symposium on Finance, Banking, and Insurance", Université de Karlsruhe, Allemagne 11-13 Décembre 2002, "Séminaire International Francophone de Finance, SIFF2002", Institut de Gestion de Rennes, Rennes, Septembre 2002 et "2002 Meeting of the Brazilian Finance Society", IBMEC Business School, Rio de Janeiro, Juillet 2002 où j'ai présenté cet article.

relation linéaire entre la rentabilité et le(s) facteur(s) de risque. Cette hypothèse présente, au moins, deux difficultés empiriques (Roll 1977 [163]). D'une part, elle ne permet pas d'évaluer les paramètres. Elle ne donne qu'une idée sur le type de relation. D'autre part, la méthodologie du regroupement des titres en portefeuilles peut omettre des déviations des rentabilités des titres de la relation de linéarité, dues à d'autres facteurs.

Le choix de la taille et du ratio valeur comptable sur valeur de marché comme des *proxies* des facteurs de risque repose sur l'observation empirique (Fama et French 1993 [74]). Il peut sembler "arbitraire". Néanmoins, il s'avère utile, en l'absence d'un fondement théorique qui donne la forme exacte de ces facteurs.

Fama et French (1993) [74] mettent en avant l'utilité de leur modèle dans plusieurs domaines d'application, notamment le choix de portefeuilles (Voir Brennan et Xia (2000) [30]), l'évaluation des performances, la mesure des rendements anormaux dans les études d'événement ou encore le calcul du coût du capital. La description des rentabilités, qui peut être qualifiée de "*bonne*", du modèle à trois facteurs est une justification de l'utilisation de ce dernier pour ces applications.

Au niveau du chapitre précédent, l'ensemble des études qui se sont intéressées au développement et à la méthodologie de Fama et French ont été exposées. Le spectre de ces dernières s'étend de la simple défense à la remise en cause totale. Ce chapitre est consacré à la présentation de l'étude empirique menée sur le marché français.

## 3.2 L'échantillon et la méthodologie

Les données utilisées sont extraites de la base de données Datastream<sup>2</sup>. La composition de l'échantillon est basée sur les titres présents sur le marché français<sup>3</sup>. En intégrant les titres qui ont disparu (*dead stocks*), la critique du biais de survivant est contournée.

Seuls les titres pour lesquels les données de marché (cours mensuel et capitalisation boursière) et les données comptables (le ratio valeur comptable sur valeur de marché) sont disponibles ont été retenus. L'échantillon total est composé de 636 titres. L'historique des cours s'étend de juillet 1976 à juin 2001, soit 300 mois.

Compte tenu des critères de sélection qui dépendent fortement de la disponibilité des données (surtout du ratio valeur comptable sur valeur de marché), l'échantillon n'est pas cylindrique. En d'autres termes, le nombre de titres considérés varie chaque année (voir tableau 3.1). Son évolution est plutôt croissante. Elle exprime, bien évidemment, le développement du marché mais aussi une plus grande disponibilité des informations. De plus, dans le cas où un titre ne dispose pas de classement valeur comptable sur valeur de marché et/ou de taille pour une année, il est éliminé de l'échantillon pour cette année de classement. Ce traitement peut engendrer des ruptures de série pour un même titre.

Le recours à une seule base de données se justifie par la recherche d'une certaine homogénéisation des données. Souvent, les méthodes de calcul diffèrent sensiblement d'une base à l'autre.

Le regroupement des titres et la constitution des portefeuilles peuvent se faire

---

<sup>2</sup>Datastream International TM.

<sup>3</sup>Sur le mode de fonctionnement du marché français, voir Jacquillat et Solnik (1990) [113], Hamon (1995) [95] et Hamon et Jacquillat (2002) [99] (voir aussi le site internet d'Euronext-Paris).

selon différentes méthodologies. Par ailleurs, la fréquence de ce regroupement diffère d'une étude à une autre. Certains auteurs optent pour la répétition du regroupement chaque année sur la base des valeurs de fin d'année. Dans la présente étude, la méthodologie retenue est celle de Fama et French (1993). Deux classements indépendants des titres sont faits pour la formation des portefeuilles.

**TAB. 3.1 – Statistiques descriptives de l'échantillon : juillet 1976/juin 2001**

L'échantillon total est composé de 636 titres. Le tableau présente le nombre de titres par année de classement. Une année de classement commence du mois de juillet  $t$  jusqu'au mois de juin  $t+1$ . A titre d'exemple, l'année de classement 1976/77 s'étale de juillet 1976 à juin 1977.

Année	Nombre	Année	Nombre
1976/77	60	1989/90	163
1977/78	60	1990/91	310
1978/79	68	1991/92	305
1979/80	74	1992/93	305
1980/81	77	1993/94	333
1981/82	80	1994/95	337
1982/83	81	1995/96	349
1983/84	83	1996/97	345
1984/85	116	1997/98	370
1985/86	120	1998/99	374
1986/87	125	1999/00	391
1987/88	126	2000/01	381
1988/89	133		

### 3.2.1 Le classement de ratio valeur comptable sur valeur de marché

Trois classes de titres ont été définies : 30% des titres sont groupés dans la classe du ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé (*High*), 30% des titres dans la classe du ratio valeur comptable sur valeur de marché faible (*Low*) et 40% des titres dans la classe du ratio valeur comptable sur valeur de marché moyen

(*Medium*).

Le ratio valeur comptable sur valeur de marché du mois de décembre de l'année  $(t - 1)$  est considéré pour la formation des portefeuilles pour la période s'étalant de juillet de l'année  $(t)$  au mois de juin de l'année  $(t + 1)$ . Ce ratio est calculé comme étant l'inverse de la variable *Market Value To Book* qui figure dans la base de données Datastream<sup>4</sup>.

Fama et French considèrent les ratios valeur comptable sur valeur de marché du NYSE pour classer tous les titres du NYSE, Amex et NASDAQ. Lors de la classification retenue dans cette étude, toutes les valeurs sont prises en compte pour la détermination des points de rupture. Les titres ayant un *Market Value To Book* négatif ou égal à zéro sont éliminés. Ils sont au nombre de trente neuf<sup>5</sup>.

Le tableau 3.2 regroupe quelques statistiques descriptives du ratio valeur comptable sur valeur de marché selon les différentes années de classement.

A ce niveau de l'analyse, il est utile de comprendre la signification d'un classement de ratio valeur comptable sur valeur de marché. Un recensement sommaire des explications avancées par la théorie financière révèle les points suivants.

En effet, un faible ratio valeur comptable sur valeur de marché peut caractériser une entreprise avec des opportunités de croissance intéressantes, qui se reflètent dans la valeur de marché et non la valeur comptable. Cette dernière est, bien évidemment, une valeur historique alors que la valeur de marché est une valeur réelle, supposée intégrer de façon quasi-instantanée la réalité économique de l'entreprise.

Une autre explication possible est celle de l'existence d'actifs intangibles (R&D, brevets, marques, labels, etc.) qui creuse l'écart entre la valeur comptable et celle

<sup>4</sup>La définition du ratio *Market Value To Book* est la suivante : "*Market value to book divides the market value by the net book value (net tangible asset). For companies which have more than one classe of equity capital, both market value and net tangible asset are expressed according to the individual issue.*"

<sup>5</sup>Un titre n'est éliminé que pour l'année de classement pour laquelle son ratio *Market Value To Book* est négatif. Lorsque son ratio devient positif, il est réintégré à l'échantillon.

TAB. 3.2 – Statistiques descriptives du ratio valeur comptable sur valeur de marché : juillet 1976/juin 2001

Le présent tableau regroupe quelques statistiques descriptives du ratio valeur comptable sur valeur de marché selon les différentes années de classement : la valeur moyenne (*moy.*), minimale (*min*), maximale (*max*) et l'écart-type ( $\sigma$ ). Une année de classement commence du mois de juillet  $t$  jusqu'au mois de juin  $t + 1$ . A titre d'exemple, l'année de classement 1976/77 s'étale de juillet 1976 à juin 1977.

Année	<i>moy.</i>	<i>min</i>	<i>max</i>	$\sigma$
1976/77	1.080	0.136	12.500	1.650
1977/78	1.726	0.213	16.666	2.323
1978/79	1.949	0.234	20.000	2.567
1979/80	1.551	0.129	12.500	1.897
1980/81	1.686	0.183	8.333	1.581
1981/82	1.619	0.186	8.333	1.555
1982/83	2.100	0.197	11.111	2.194
1983/84	2.030	0.069	10.000	2.014
1984/85	1.380	0.072	10.000	1.536
1985/86	1.171	0.012	16.666	1.718
1986/87	0.781	0.045	5.000	0.726
1987/88	0.539	0.005	3.846	0.488
1988/89	0.849	0.014	9.090	0.963
1989/90	0.549	0.009	2.564	0.426
1990/91	0.642	0.015	50.000	2.837
1991/92	0.824	0.010	50.000	2.876
1992/93	0.916	0.007	50.000	3.423
1993/94	1.423	0.007	50.000	5.447
1994/95	0.985	0.001	50.000	3.620
1995/96	0.956	0.001	50.000	3.429
1996/97	1.211	0.021	100.000	5.718
1997/98	0.875	0.005	50.000	2.698
1998/99	0.575	0.009	3.225	0.485
1999/00	0.524	0.010	2.702	0.472
2000/01	0.522	0.003	4.545	0.533

de marché. En effet, il existe des entreprises qui investissent en recherche et développement. Ces investissements qui entrent dans la rubrique des actifs intangibles ne sont pas intégrés dans la valeur comptable. Néanmoins, ils constituent un signal pour les investisseurs dont l'impact sera intégré au niveau de la valeur de marché. C'est pourquoi, le rapport, pour ce type d'entreprises, entre valeur comptable et valeur de marché est faible.

Ensuite, selon la théorie d'actualisation, la valeur d'un titre est égale à la somme actualisée des cash-flows futurs. Pour une entreprise à faible risque et par conséquent à faible taux d'actualisation, la valeur de marché est relativement élevée par rapport à la valeur comptable.

Enfin, en présence d'opérateurs qui sur-évaluent le titre, la valeur de marché peut se détacher considérablement de la valeur comptable. Une fois cette logique poussée à ses extrêmes, des bulles spéculatives peuvent surgir sur le marché.

Néanmoins, la compréhension de ce ratio doit s'inscrire dans un espace à trois dimensions. Elle dépend de l'histoire propre de l'entreprise (le cycle de vie), du secteur d'activité et du marché financier.

Sur l'ensemble des 636 titres de l'échantillon, deux cent quarante cinq, soit 38.5%, n'ont pas changé de classe de ratio valeur comptable sur valeur de marché sur toute la période couverte. Cent sept titres appartiennent à la classe de ratio faible, quatre vingt trois à ratio élevé et cinquante cinq à ratio moyen. Chacun du reste des titres (61.5%) a effectué au moins un changement de classe. Les changements les plus nombreux se font autour des points de rupture.

### **3.2.2 Le classement de taille**

Tel que précédemment exposé, l'effet taille a été mis en évidence par plusieurs études empiriques. Néanmoins, son explication demeure problématique. Au niveau de la présente étude, les titres sont groupés en deux classes : les titres de petites



capitalisations (*Small*) et les titres de grandes capitalisations (*Big*). La capitalisation du mois de juin de l'année ( $t$ ) est retenue pour la formation des portefeuilles pour la période s'étalant de juillet de l'année ( $t$ ) au mois de juin de l'année ( $t + 1$ ).

De même que pour le classement du ratio valeur comptable sur valeur de marché, Fama et French ont considéré les capitalisations du NYSE pour classer tous les titres du NYSE, Amex et NASDAQ. C'est pourquoi, leurs deux classes de taille présentent des nombres disproportionnés de titres. Pour le présent échantillon, la capitalisation médiane de l'ensemble des titres du marché français a servi comme point de classification des titres.

Les données, et plus précisément les données comptables de Datastream, ne couvrent pas la totalité des titres du marché financiers français<sup>6</sup>. Les données non disponibles concernent essentiellement les petites entreprises. En effet, outre les obligations légales, les grandes entreprises communiquent des informations au marché. Par ce biais, elles transmettent des messages aux différents opérateurs. L'échantillon exclut de fait une partie des petites capitalisations.

Le tableau 3.3 expose quelques statistiques descriptives de la capitalisation boursière qui a servi pour le classement des titres chaque année. Ces statistiques regroupent la valeur moyenne (*moy.*), minimale (min), maximale (max) et l'écart-type ( $\sigma$ ).

De façon très schématique, trois catégories différentes de petites capitalisations peuvent être spécifiées. En premier lieu, les petites entreprises sont distinguées en raison de leurs secteurs d'activités. Ces dernières sont des firmes performantes avec une structure financière saine. Elles sont classées en petites capitalisations

---

<sup>6</sup>Les données comptables de Datastream pour la France couvrent 85% de la capitalisation boursière de la place de Paris depuis 1983 (Molay (2001) [151]).

TAB. 3.3 – Statistiques descriptives de la capitalisation boursière : juillet 1976/juin 2001

Le présent tableau regroupe quelques statistiques descriptives de la capitalisation boursière selon les différentes années de classement : la valeur moyenne (*moy.*), minimale (min), maximale (max) et l'écart-type ( $\sigma$ ). Les valeurs sont données en million d'euro (€). Une année de classement commence du mois de juillet  $t$  jusqu'au mois de juin  $t + 1$ . A titre d'exemple, l'année de classement 1976/77 s'étale de juillet 1976 à juin 1977.

Année	<i>moy.</i>	min	max	$\sigma$
1976/77	116.8	10.0	530.2	120.5
1977/78	91.8	6.8	622.0	114.2
1978/79	122.4	4.4	1098.4	169.8
1979/80	139.5	4.0	1768.6	238.8
1980/81	191.3	7.3	3799.7	465.0
1981/82	147.4	5.6	1945.4	257.2
1982/83	185.2	4.7	1713.3	265.1
1983/84	225.2	3.0	2303.0	331.3
1984/85	291.6	2.8	3608.4	459.6
1985/86	390.6	2.2	3403.9	524.4
1986/87	577.6	4.0	4945.6	743.3
1987/88	751.1	5.3	5693.5	962.8
1988/89	659.0	4.1	4686.1	894.1
1989/90	886.4	14.0	8434.0	1344.4
1990/91	763.6	0.9	11541.2	1440.5
1991/92	762.4	0.6	13631.8	1563.3
1992/93	849.4	0.3	15045.1	1803.0
1993/94	826.6	0.2	14332.7	1777.9
1994/95	955.4	0.2	15776.0	2013.5
1995/96	959.3	0.1	16423.5	2077.2
1996/97	1100.4	0.9	16823.4	2403.6
1997/98	1305.4	0.8	24962.3	3255.3
1998/99	1979.2	3.9	51085.6	5498.4
1999/00	1960.1	1.2	74899.3	6463.3
2000/01	3261.5	1.2	172135.2	13584.2

du simple fait que l'activité qu'elles exercent ne demande ni une lourde structure organisationnelle ni des investissements élevés. En deuxième lieu, les entreprises peuvent être classées comme petites de façon provisoire et peuvent devenir de grandes firmes. En dernier lieu, les entreprises à structures financières fragiles (*distressed firms*) sont distinguées. Elles peuvent être des grandes entreprises qui basculent vers la classe des petites capitalisations suite à des difficultés financières et économiques comme elles peuvent faire partie des firmes classées comme petites tout au long de leur cycle de vie.

Dans le paragraphe suivant, les titres de l'échantillon seront situés par rapport aux trois catégories, définies ci-dessus. Cette analyse est faite par l'examen du nombre de changement de classe des différents titres d'une année à l'autre.

En effet, l'analyse du classement de taille, refait chaque année, pour l'ensemble des titres de l'échantillon, suggère les remarques suivantes. Plus de la moitié des titres (67.9%) n'ont pas changé de classe de taille. Dans ce groupe de titres, soixante trois pour cent (ou encore 274 titres) ont été toujours attribués à une classe de petite capitalisation et trente sept pour cent (ou encore 158 titres) à une classe de grande capitalisation. Cette observation écarte l'hypothèse de la fragilité financière des petites entreprises au sein de l'échantillon.

Le fait qu'une entreprise soit classée en petite capitalisation, et qu'elle reste dans cette classe de taille montre qu'elle est relativement petite par rapport aux autres entreprises de l'échantillon. Ceci est vraisemblablement lié au secteur d'activité. Ces entreprises entrent dans la première catégorie définie plus haut. Sur les 636 titres, deux cent quatre titres (32.1%) ont changé de classe de taille.

### 3.2.3 Les portefeuilles

Le choix des points de rupture pour les deux classements (30% et 70% pour le ratio valeur comptable sur valeur de marché et 50% pour la taille) est en quelque

sorte arbitraire. Néanmoins, Fama et French stipulent que les résultats ne sont pas sensibles à ce type de classement. Six portefeuilles ( $HS$ ,  $HB$ ,  $MS$ ,  $MB$ ,  $LS$  et  $LB$ ) sont constitués à l'intersection des deux répartitions précédentes, faites indépendamment. La rentabilité mensuelle de chaque portefeuille correspond à la moyenne, pondérée par la capitalisation boursière, des rentabilités mensuelles des titres qui le composent ( 3.2.1) :

$$R_{p,t} = \sum_{i=1}^n \omega_{i,t} * R_{i,t} \quad (3.2.1)$$

avec :

$R_{p,t}$  est la rentabilité mensuelle du portefeuille  $p$  au mois  $t$ .

$R_{i,t}$  est la rentabilité mensuelle du titre  $i$  appartenant au portefeuille  $p$  au mois  $t$ <sup>7</sup>.

$\omega_{i,t}$  est le ratio de la capitalisation boursière du titre  $i$  sur la capitalisation boursière totale des titres qui composent le portefeuille  $p$  au mois  $t$ .

$n$  est le nombre de titres du portefeuille  $p$ .

Le placement à taux sans risque utilisé dans le modèle à trois facteurs est le placement sur le marché monétaire à un mois. Dans la présente étude, le taux utilisé est le taux mensuel équivalent au taux à court terme pour la période s'étalant de juillet 1976 à janvier 1981, le taux du marché monétaire à un mois de février 1981 à janvier 1987, le PIBOR (*Paris Interbank Offer Rate*) à un mois de février 1987 à décembre 1998 et l'EURIBOR de janvier 1999 à juin 2001.

<sup>7</sup>La rentabilité mensuelle d'un titre  $i$  est calculée de la façon suivante :  $R_{i,t} = \frac{P_{i,t} - P_{i,(t-1)}}{P_{i,(t-1)}}$ . Le choix d'une forme logarithmique des rentabilités est écarté.  $P_{i,t}$  est le cours (corrigé des opérations en capital) du titre  $i$  au mois  $t$ . La définition du cours (*adjusted price*) extrait de la base de données Datastream est la suivante : "the current price is the latest price available to Datastream from the appropriate market in primary units of currency. The current prices taken at the close of market are stored each day. These stored prices are adjusted for subsequent capital actions (such as rights issues and bonus issues). Prices are generally based on "last-trade" or on official price fixing." Ainsi, le cours utilisé dans le calcul des rentabilités est corrigé des opérations en capital mais non des dividendes.

### 3.3 Les variables

#### Les variables explicatives

A partir de l'équation du modèle à trois facteurs de Fama et French, trois variables explicatives sont recensées : le marché,  $HML$  et  $SMB$ .

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + s_iSMB + h_iHML + \epsilon_i \quad (3.3.1)$$

Les deux portefeuilles,  $HML$  et  $SMB$ , sont construits à partir des six portefeuilles présentés ci-dessus. En effet, la rentabilité mensuelle du portefeuille  $HML$  correspond à la différence entre la rentabilité mensuelle moyenne des deux portefeuilles de ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé ( $HS$  et  $HB$ ) et la rentabilité mensuelle moyenne des deux portefeuilles de ratio valeur comptable sur valeur de marché faible ( $LS$  et  $LB$ ), soit :

$$HML = \{(HS + HB) - (LS + LB)\}/2$$

Quant à la rentabilité mensuelle du portefeuille  $SMB$ , elle correspond à la différence entre la rentabilité mensuelle moyenne des trois portefeuilles de capitalisation faible ( $HS$ ,  $MS$  et  $LS$ ) et la rentabilité mensuelle moyenne des trois portefeuilles de capitalisation élevée ( $HB$ ,  $MB$  et  $LB$ ), soit :

$$SMB = \{(HS + MS + LS) - (HB + MB + LB)\}/3$$

Le portefeuille de marché est défini comme étant la moyenne, pondérée par la capitalisation boursière, des rentabilités de tous les titres de l'échantillon.

TAB. 3.4 – Statistiques descriptives des six portefeuilles, de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché : juillet 1976/juin 2001

L'échantillon est composé de 636 titres. Les six portefeuilles sont construits à partir d'une double classification de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché. Deux classes de taille : petite (S) et grande (B) et trois classes de ratio valeur comptable sur valeur de marché : faible (L), moyen (M) et élevé (H). Le tableau présente quelques caractéristiques de ces portefeuilles. La capitalisation boursière moyenne est donnée en million d'euro (€). La rentabilité mensuelle de *HML* est égale à  $(HS + HB) - (LS + LB)/2$ . Quant au portefeuille *SMB*, il est défini comme étant égal à  $(HS + MS + LS) - (HB + MB + LB)/3$ . Le portefeuille de marché (*Mktpond.*) est une moyenne pondérée par la capitalisation boursière des rentabilités des titres de l'échantillon. Le tableau présente les corrélations entre ces trois variables explicatives, la moyenne et l'écart-type des rentabilités mensuelles en excès, les *t*-statistiques des moyennes et un test d'égalité des moyennes.

	Ratio valeur comptable/valeur de marché		
	L	M	H
Taille	<i>Capitalisation boursière moyenne</i>		
S	104.99	93.65	77.49
B	1763.91	1396.05	1071.28
	<i>Ratio valeur comptable/valeur de marché moyen</i>		
S	0.100	0.596	1.476
B	0.142	0.574	1.343
	<i>Nombre annuel moyen de titres</i>		
S	22.2	41.0	40.0
B	39.6	41.7	22.0

Tableau 3.4 (suite)

***Variables explicatives***

<i>Corrélations</i>			
	Mktpond.	HML	SMB
Mktpond.	1.00		
HML	0.079	1.00	
SMB	-0.121	0.164	1.00

<i>Rentabilité mensuelle en excès (en pourcentage)</i>			
	Mktpond.	HML	SMB
Moyenne	1.134	0.597	0.742
Écart-type	6.221	5.880	4.637
<i>t</i> -statistique de la moyenne	3.157	1.758	2.771

<i>Test d'égalité des moyennes</i>			
	Mktpond.	HML	SMB
Mktpond.	-		
HML	1.086	-	
SMB	0.875	0.335	-

Le tableau 3.4 présente quelques statistiques descriptives des six portefeuilles qui ont servi pour la construction des portefeuilles *HML* et *SMB*. Le portefeuille de petite capitalisation et de ratio valeur comptable sur valeur de marché faible et celui de grande capitalisation et de ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé ont, en moyenne, le nombre de titres le moins élevé.

Les rentabilités moyennes de trois variables explicatives donnent les valeurs des primes de risque qui peuvent être attribuées aux facteurs de risque. La rentabilité mensuelle moyenne, en excès, du portefeuille de marché est 1.134%, avec un *t*-statistique de 3.157. Cette valeur est relativement élevée par comparaison aux

valeurs de Fama et French (1993) dans le cas américain (seulement 0.43% avec 1.76 de  $t$ -statistique) et de Molay (2001) [151] dans le cas français (0.61% avec un  $t$ -statistique de 1.36<sup>8</sup>). Cependant, dans l'étude de Fama et French (1998) qui porte notamment sur le marché français, la rentabilité moyenne annuelle du portefeuille de marché était de 11.26% (0.89% par mois). Par ailleurs, dans une autre étude de Heston, Rouwenhorst et Wessels (1999) [107]<sup>9</sup>, cette rentabilité était de 1.21% par mois. La rentabilité moyenne du portefeuille *HML* est seulement de 0.597% par mois, avec un  $t$ -statistique de 1.758. Quant à la prime relative à l'effet taille (le portefeuille *SMB*), elle est de 0.742% par mois, et elle est significativement différente de zéro ( $t$ -statistique égal à 2.771).

Par opposition à Fama et French (1993), le tableau 3.4 montre que les rentabilités en excès du portefeuille *HML* ont une corrélation positive avec les rentabilités en excès du portefeuille du marché et du portefeuille *SMB* (0.079 et 0.164 respectivement). Quant au portefeuille *SMB*, il présente une corrélation négative avec le portefeuille de marché. Molay (1999) explique cette corrélation négative par le fait que le portefeuille de marché est considéré comme une moyenne pondérée par les capitalisations boursières. Lorsque ce portefeuille est défini comme étant une simple moyenne arithmétique de l'ensemble des titres, cette corrélation devient positive. Elle est de l'ordre de 0.211 pour l'échantillon et de 0.13 pour l'étude de Molay (1999).

### Les variables dépendantes

Les rentabilités mensuelles, en excès du taux sans risque, des portefeuilles constituent les variables dépendantes des régressions. La technique de groupement

<sup>8</sup>Molay (1999) [151] obtient une rentabilité moyenne, en excès du taux sans risque, pour le portefeuille de marché de 0.31%.

<sup>9</sup>Heston, Rouwenhorst et Wessels (1999) [107] ont étudié le cas du marché français, parmi 12 marchés européens, sur la période de 1978 à 1995. Leur échantillon a regroupé 418 titres français.



des titres en portefeuilles est apparue avec les premières applications du MEDAF (Blume et Friend 1970 [25]). En effet, Blume et Friend (1973) [26] affirment que cette méthodologie permet de minimiser les problèmes statistiques et les erreurs de mesure. Black (1993) [22] rappelle qu'il s'agit d'une technique simple et intuitive. Elle permet de simuler des stratégies de portefeuilles que chaque investisseur peut mettre en oeuvre. Néanmoins, cette méthodologie présente des inconvénients (Roll 1977 [163]). Elle peut, notamment, omettre des déviations des rentabilités des titres de la relation de linéarité<sup>10</sup>. Dans la présente étude, le test a porté sur les rentabilités mensuelles en excès de 16 portefeuilles.

En effet, chaque année et sur la base de la capitalisation boursière du mois de juin, les titres de l'échantillon sont classés en quatre groupes de taille. Les points de rupture pour ce classement sont 25%, 50% et 75%. Les classes de taille, des plus petites aux plus grandes, sont nommées comme suit : petite, 2, 3 et grande.

Parallèlement et de manière indépendante, un classement de ratio valeur comptable sur valeur de marché sur la base du ratio du mois de décembre est fait. Ce classement est répété chaque année (de juillet  $t$  à juin  $t + 1$ ). Les quatre groupes, du ratio le plus faible au ratio le plus élevé, sont nommés : faible, 2, 3 et élevé.

A l'intersection de ces deux classements, seize portefeuilles différents sont obtenus. Le tableau 3.5 résume quelques caractéristiques de ces portefeuilles. Une première observation s'impose. Le portefeuille de petite taille et de faible ratio et celui de grande taille et de ratio élevé présentent, en moyenne, les nombres de titres les moins élevés (7.72 et 6.8 respectivement). Comme dans le tableau 1 de Fama et French (1993) [74], dans les classes de taille les plus petites (grandes), le nombre

<sup>10</sup>Roll (1977) [163] cite à ce sujet l'étude de Miller et Scholes (1972). Il avance : *"Specifically, the widely-used portfolio grouping procedure can support theory even when it is false. This is because individual asset deviations from exact linearity can cancel out in the formation of portfolios."* p. 131.

TAB. 3.5 – Quelques caractéristiques des 16 portefeuilles : juillet 1976/juin 2001

L'échantillon est composé de 636 titres du marché français. Les 16 portefeuilles sont construits à partir d'une intersection de deux classements indépendants de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché. Le tableau résume la capitalisation boursière moyenne (en millions d'euro), le ratio valeur comptable sur valeur de marché moyen et le nombre moyen de titres par portefeuille.

<b>Ratio valeur comptable/valeur de marché</b>				
	Faible	2	3	Élevé
<i>Capitalisation boursière moyenne</i>				
<b>Taille</b>				
Petite	49.76	44.70	46.06	39.97
2	145.53	138.56	134.45	130.82
3	355.50	349.93	341.36	328.17
Grande	2983.66	2726.66	2063.16	2361.00
<i>Ratio valeur comptable/valeur de marché moyen</i>				
Petite	0.082	0.454	0.777	1.769
2	0.094	0.463	0.779	1.430
3	0.144	0.457	0.762	1.447
Grande	0.118	0.451	0.767	1.517
<i>Nombre moyen de titres</i>				
Petite	7.72	10.4	14.72	19.44
2	10.52	12.36	13.4	15.12
3	14.16	14	12.56	10.72
Grande	19.2	14.76	10.76	6.8

moyen de titres augmente (diminue) en passant du groupe de ratio faible à celui élevé.

Les rentabilités des variables dépendantes sont présentées au niveau du tableau 3.6. Les rentabilités moyennes, en excès du taux sans risque, des 16 portefeuilles sont comprises entre 0.81% et 2.71% par mois. La relation positive entre la rentabilité moyenne et le ratio valeur comptable sur valeur de marché est confirmée. Pour chaque classe de taille, les rentabilités mensuelles moyennes en excès des portefeuilles à ratio élevé sont supérieures à celles des portefeuilles à ratio faible<sup>11</sup>.

Par ailleurs, dans chaque classe de ratio valeur comptable sur valeur de marché, la rentabilité mensuelle moyenne en excès des petites capitalisations est supérieure à celles des grandes capitalisations. Cette observation est en cohérence avec l'évidence empirique relative à la relation négative entre la taille et la rentabilité. Les écart-types des rentabilités en excès des portefeuilles sont relativement élevés (supérieur à 6% par mois). Quant à la significativité des moyennes, tous les portefeuilles présentent des *t*-statistiques supérieurs à deux.

Une question se pose à ce niveau : est ce qu'une rentabilité moyenne supérieure est due à un plus grand risque qui s'exprime dans un écart-type plus élevé ou non ?

Dans le cas où la réponse est affirmative, les deux observations précédentes concernant les relations entre la taille et le ratio valeur comptable sur valeur de marché d'une part et les rentabilités d'autre part deviennent erronées. C'est pour cette raison que le ratio de Sharpe est présenté dans le même tableau. Il est défini comme étant la moyenne de rentabilité par unité de risque (ou d'écart-type).

---

<sup>11</sup>Lors de sa première publication sur le marché français (204 actions) pour la période de juillet 1992 à juin 1997, Molay (1999) [150] confirme la relation négative entre la taille et la rentabilité. Cependant, il ne trouve pas de relation entre le ratio valeur comptable sur valeur de marché et la rentabilité. Pour son échantillon, les écarts-type des rentabilités en excès des portefeuilles sont inférieurs à ceux de notre échantillon. Au niveau de sa thèse [151] (la période de juillet 1988 à juin 1998), il confirme la relation négative entre la taille et la rentabilité moyenne dans le seul cas des portefeuilles à ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé et la relation positive entre le ratio valeur comptable sur valeur de marché et la rentabilité moyenne dans le seul cas des petites capitalisations.

TAB. 3.6 – Quelques statistiques des rentabilités mensuelles en excès des 16 portefeuilles : juillet 1976/juin 2001

L'échantillon est composé de 636 titres du marché français. Les 16 portefeuilles sont construits à partir d'une intersection de deux classements indépendants de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché. Le tableau résume la moyenne et l'écart-type des rentabilités mensuelles en excès, le ratio de Sharpe et les  $t$ -statistiques du test d'égalité de la moyenne à zéro.

<b>Ratio valeur comptable/valeur de marché</b>				
	Faible	2	3	Élevé
<b>Taille</b>	<i>Rentabilité mensuelle moyenne en excès (%)</i>			
Petite	1.37	2.44	2.05	2.61
2	1.39	1.03	1.23	2.71
3	1.03	0.99	0.94	1.73
Grande	0.81	1.15	1.09	0.99
	<i>Écart-type des rentabilités mensuelles en excès (%)</i>			
Petite	11.50	10.18	7.63	8.03
2	7.78	6.35	7.15	18.98
3	7.27	7.03	6.58	7.78
Grande	6.63	8.56	7.03	8.30
	<i>Ratio de Sharpe</i>			
Petite	11.91	23.96	26.86	32.50
2	17.86	16.22	17.20	14.27
3	14.16	14.08	14.30	22.23
Grande	12.21	13.43	15.50	11.92
	<i>t-statistique</i>			
Petite	2.070	4.160	4.657	5.634
2	3.093	2.814	2.988	2.479
3	2.464	2.451	2.476	3.854
Grande	2.117	2.326	2.699	2.082

Les résultats du tableau 3.6 sont contrastés. En effet, le ratio de Sharpe croît avec le ratio valeur comptable sur valeur de marché dans deux classes de taille (petite et 3) seulement. Quant à la relation inverse entre la taille et les rentabilités, elle est corroborée pour trois classes de ratio valeur comptable sur valeur de marché. Bien entendu cette analyse n'est valide que si la notion de risque est réduite à la seule variable d'écart-type des rentabilités.

### 3.4 Les résultats

Avant d'exposer l'ensemble des résultats auxquels est parvenue l'étude menée, le rappel de quelques points essentiels s'impose. Comme la plupart des études empiriques sur les modèles d'évaluation des actifs financiers, le présent travail considère des données historiques. La formulation de ces modèles d'évaluation qui s'exprime en termes d'espérance de rentabilité est difficile à tester du fait qu'elle nécessite des données prévisionnelles. Ce problème n'est guère récent. Il a été évoqué lors des premières applications du MEDAF (Blume et Friend 1970 [25] et 1973 [26]). La pratique en la matière, sur laquelle l'analyse présentée s'est alignée, est de considérer des observations ex-post pour ces tests .

Le deuxième point à mentionner est celui du choix du portefeuille de marché. En effet, toutes les interprétations avancées reposent sur une hypothèse implicite relative à l'identification de ce portefeuille. Le portefeuille de marché considéré est supposé être le *vrai* portefeuille. Ce choix est conditionné par des considérations d'ordre pratique. Ces deux remarques ne seront pas reprises ultérieurement. Elles seront présumées être connues.

Différentes méthodologies ont été adoptées dans les études empiriques sur les effets boursiers. Parmi ces méthodes d'analyse appliquées au marché français figurent la méthode de régression et celle d'analyse en composantes principales. En

effet, Molay (2001) [151] a étudié le modèle à trois facteurs dans le cas français. Il a considéré une période de dix ans (de juillet 1988 à juin 1998) avec un nombre moyen de titres de 250. Ses conclusions vont dans le sens d'une validation du modèle à trois facteurs.

Abid, Boujelbene et Derbel (1998) [1] ont adopté une autre méthode se fondant sur l'analyse en composantes principales. Leur échantillon, extrait de la base de données AFFI-SBF, a concerné 500 entreprises sur une période de dix ans (1980/1990). Ils ont essayé de retrouver un lien entre les rentabilités, le ratio bénéfices sur cours (*earning to price*) et la taille. Une fois cette relation mise en évidence, ils ont procédé à une série de croisements qui ont généré des tableaux de contingence analysés ensuite en analyse factorielle des correspondances. Dans une dernière étape, l'analyse économétrique est utilisée afin de mesurer l'ampleur des effets mis en évidence. Les résultats obtenus sont similaires à ceux d'une approche de portefeuille. Ils stipulent que la rentabilité ajustée par le risque est liée, positivement au ratio bénéfices sur cours et négativement à la taille.

### 3.4.1 Les rentabilités des portefeuilles en séries temporelles

Afin de pouvoir comparer la capacité explicative du MEDAF et celle du modèle à trois facteurs, les rentabilités mensuelles, en excès du taux sans risque, des seize portefeuilles sont régressées sur :

- la rentabilité mensuelle du portefeuille de marché; défini comme étant la moyenne, pondérée par la capitalisation boursière<sup>12</sup>, des rentabilités mensuelles de tous les titres :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + \epsilon_i \quad (3.4.1)$$

<sup>12</sup>Le choix de ce portefeuille est justifié ultérieurement.

- les rentabilités mensuelles des trois variables explicatives ; marché,  $HML$  et  $SMB$ , selon la régression suivante :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + s_iSMB + h_iHML + \epsilon_i \quad (3.4.2)$$

Les régressions sont faites sur la période de juillet 1976 à juin 2001 (300 mois). Tous les résultats sont reportés au niveau des tableaux 3.7 et 3.8. La comparaison de la capacité explicative du MEDAF et du modèle à trois facteurs est appréhendée selon les caractéristiques des 16 régressions en séries temporelles : les ordonnées à l'origine, les  $t$ -statistiques des coefficients et les coefficients de détermination ajusté ( $R^2$ ).

Nul ne peut ignorer que l'ajout d'une variable quelconque à une régression linéaire multiple peut augmenter d'une façon factice la valeur du coefficient de détermination. Toutefois, l'analyse est menée non seulement en séries temporelles mais aussi en coupe transversale. Les tableaux 3.7 et 3.8 représentent la première partie des résultats<sup>13</sup>.

Sur la base des valeurs des ordonnées à l'origine, une légère amélioration avec le modèle à trois facteurs par comparaison au MEDAF est constatée. Avec le modèle à trois facteurs (MEDAF), seules quatre (cinq) ordonnées à l'origine sont significativement différentes de zéro. Par ailleurs, les valeurs de ces ordonnées à l'origine sont inférieures dans le cas du modèle à trois facteurs. Elles concernent essentiellement les petites entreprises (les deux premières classes de taille). Ce résultat ne permet pas d'affirmer la supériorité du modèle à trois facteurs par rapport au MEDAF. En effet, en séries temporelles, le seul  $\beta$  du marché permet d'éliminer les erreurs d'évaluation pour les titres à faible ratio valeur comptable sur valeur de marché et les grandes entreprises. L'analyse des ordonnées à l'origine en coupe transversale est reportée à la sous section suivante.

<sup>13</sup>Des tests supplémentaires des régressions en séries temporelles sont présentés en annexes A et B. Une première étude qui a concerné un échantillon de titres du premier marché français est exposée également en annexe C.

Quant au coefficient de détermination ( $R^2$ ) ajusté, le modèle à trois facteurs, comparé au MEDAF, explique mieux les rentabilités des actions en séries temporelles. Pour les seize portefeuilles, la valeur du  $R^2$  ajusté est plus élevée avec le modèle à trois facteurs par rapport à celle du MEDAF. La variation temporelle des trois facteurs (du portefeuille de marché) explique, en moyenne, 68.5% (53.0%) de celle des rentabilités.

Par ailleurs, tous les  $\beta$ s du marché présentent des  $t$ -statistiques supérieurs à 3 dans le cas du MEDAF et les  $R^2$  ajustés varient de 13.9% à 83.7%. Avec le modèle à trois facteurs, les  $t$ -statistiques des  $\beta$ s du marché sont supérieurs à 9 et les  $R^2$  ajustés sont compris entre 52.0% et 85.7%.

Comme Fama et French (1993), l'ajout des deux variables  $HML$  et  $SMB$  aux régressions en séries temporelles permet de rapprocher les  $\beta$ s du marché vers la valeur de 1. En effet, onze  $\beta$ s inférieurs à un, ont augmenté et deux  $\beta$ s supérieurs à un ont diminué. Fama et French expliquent, l'augmentation des  $\beta$ s en dessous de un et la diminution des  $\beta$ s au dessus de un, par la corrélation qui peut exister entre le marché et l'un des deux portefeuilles,  $SMB$  et  $HML$ . Néanmoins, dans le présent cas, ces corrélations sont relativement faibles (tableau 3.4 : 0.079 avec  $HML$  et -0.121 avec  $SMB$ ).

Par ailleurs, trois points essentiels permettent d'affirmer que les deux portefeuilles,  $HML$  et  $SMB$ , contribuent, d'une manière non négligeable, dans l'explication des rentabilités des portefeuilles. En effet, les coefficients du portefeuille  $SMB$  sont en relation avec la taille. Pour chaque classe de ratio valeur comptable sur valeur de marché, ces coefficients passent des valeurs positives pour les petites capitalisations à des valeurs négatives pour les grandes capitalisations. Leurs  $t$ -statistiques sont supérieurs à deux dans treize cas.



TAB. 3.7 – Le MEDAF : régressions en séries temporelles des 16 portefeuilles : juillet 1976/juin 2001 (300 mois)

L'échantillon est composé de 636 titres du marché français. Les seize portefeuilles sont construits à partir de deux classements indépendants de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché. La rentabilité mensuelle de chaque portefeuille est la moyenne pondérée par la capitalisation boursière des rentabilités des titres qui le composent :  $R_{p,t} = \sum_{i=1}^n \omega_{i,t} * R_{i,t}$ . Le portefeuille de marché est la moyenne pondérée par la capitalisation boursière des rentabilités de tous les titres de l'échantillon. Le taux sans risque est le taux mensuelle équivalent au : taux d'intérêt à court terme (juillet1976/janvier1981), taux du marché monétaire à un mois (février1981/janvier1987), PIBOR (février1987/décembre1998) et EURIBOR (janvier1999/juin2001). Le tableau suivant présente, pour chaque portefeuille, les coefficients, leurs  $t$ -statistiques corrigés de l'hétéroscédasticité des erreurs par la matrice de White (entre parenthèses), les  $R^2$  ajustés et la statistique de Durbin-Watson des régressions en séries temporelles. Les rentabilités mensuelles en excès des 16 portefeuilles sont régressées comme suit :

$$MEDAF : R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + \epsilon_i.$$

<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>								
	Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<i>Taille</i>	$\alpha$				$\beta$			
Petite	0.002 (0.393)	0.013 (3.072)	0.011 (3.503)	0.016 (5.049)	1.036 (9.195)	0.950 (9.526)	0.766 (11.901)	0.834 (11.391)
2	0.004 (1.334)	0.001 (0.473)	0.002 (1.005)	0.014 (2.053)	0.868 (13.800)	0.818 (18.801)	0.855 (14.092)	1.152 (3.707)
3	0.000 (0.106)	-0.000 (-0.064)	0.000 (0.060)	0.006 (2.305)	0.889 (15.732)	0.890 (15.624)	0.817 (13.333)	0.966 (17.995)
Grande	-0.002 (-1.936)	-0.001 (-0.621)	0.000 (0.045)	-0.001 (-0.601)	0.975 (33.957)	1.148 (17.797)	0.958 (20.523)	1.034 (14.977)
	$R^2$ ajusté				Durbin Watson			
Petite	0.311	0.336	0.389	0.415	1.979	1.585	1.733	1.870
2	0.479	0.641	0.550	0.139	1.831	2.020	1.825	2.001
3	0.578	0.620	0.595	0.596	1.773	1.889	1.880	1.964
Grande	0.837	0.693	0.717	0.599	2.120	2.162	2.132	2.158

TAB. 3.8 – Le modèle à trois facteurs : régressions en séries temporelles des 16 portefeuilles : juillet 1976/juin 2001

L'échantillon est composé de 636 titres du marché français. Les seize portefeuilles sont construits à partir de deux classements indépendants de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché. La rentabilité mensuelle de chaque portefeuille est la moyenne pondérée par la capitalisation boursière des rentabilités des titres qui le composent :  $R_{p,t} = \sum_{i=1}^n \omega_{i,t} * R_{i,t}$ . Le portefeuille de marché est la moyenne pondérée par la capitalisation boursière des rentabilités de tous les titres de l'échantillon. Le tableau suivant présente, pour chaque portefeuille, les coefficients, leurs  $t$ -statistiques corrigés de l'hétéroscédasticité des erreurs par la matrice de White (entre parenthèses), les  $R^2$  ajustés et la statistique de Durbin-Watson des régressions en séries temporelles. Les rentabilités mensuelles en excès des 16 portefeuilles sont régressées comme suit :

$$FF3FM : R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + s_iSMB + h_iHML + \epsilon_i.$$

		<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>							
		Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<i>Taille</i>		$\alpha$				$\beta$			
Petite		-0.002 (-0.647)	0.007 (2.323)	0.006 (2.056)	0.011 (3.596)	1.189 (14.224)	1.087 (13.035)	0.835 (16.601)	0.869 (12.268)
	2	-0.000 (-0.428)	-0.002 (-0.965)	-0.001 (-0.724)	-0.012 (-2.189)	0.976 (22.829)	0.858 (20.795)	0.900 (16.158)	1.197 (9.094)
	3	-0.002 (-1.290)	-0.002 (-1.368)	-0.002 (-0.997)	0.004 (1.477)	0.969 (20.006)	0.945 (20.043)	0.840 (14.110)	0.972 (17.919)
	Grande	-0.001 (-1.016)	0.000 (0.069)	0.000 (0.069)	-0.001 (-0.455)	0.980 (31.139)	1.133 (20.306)	0.953 (20.789)	0.962 (17.829)
		$s$				$h$			
Petite		1.026 (6.543)	1.041 (5.655)	0.709 (5.566)	0.509 (2.620)	-0.795 (-5.287)	-0.559 (-3.602)	-0.057 (-0.473)	0.151 (0.781)
	2	0.840 (15.045)	0.392 (3.463)	0.513 (3.548)	2.034 (4.283)	-0.426 (-10.790)	-0.052 (-0.492)	0.021 (0.149)	1.849 (3.858)
	3	0.566 (6.595)	0.439 (5.278)	0.279 (2.528)	0.183 (1.852)	-0.382 (-5.273)	-0.188 (-2.823)	0.033 (0.328)	0.150 (1.595)
	Grande	-0.067 (-0.856)	-0.186 (-2.120)	-0.024 (-0.428)	-0.375 (-4.218)	-0.148 (-1.957)	-0.026 (-0.545)	0.028 (0.605)	0.493 (6.573)

Ensuite, les coefficients du portefeuille *HML* sont en relation avec le ratio valeur comptable sur valeur de marché. Pour chaque classe de taille, ils présentent des valeurs négatives pour le groupe à ratio faible et des valeurs positives pour le groupe à ratio élevé. Ces coefficients sont significativement différents de zéro dans sept cas sur seize.

Enfin, l'ajout de *HML* et *SMB* à la régression du MEDAF augmente le coefficient de détermination ( $R^2$ ) ajusté. La variation temporelle des trois facteurs explique celle des rentabilités des portefeuilles du marché français.

En résumé, l'analyse des résultats des régressions en séries temporelles du MEDAF et du modèle à trois facteurs révèlent les observations suivantes. Le  $\beta$  du marché est la première variable à expliquer les rentabilités des portefeuilles. L'ajout des deux portefeuilles *HML* et *SMB* améliore la capacité explicative du modèle. Les coefficients de ces deux portefeuilles sont en relation avec la classe de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché. Enfin, la prime de taille est plus prononcée dans la cas du marché français.

Tableau 3.8 (suite)

	<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>							
	Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<b>Taille</b>	<b><math>R^2</math> ajusté</b>				<b>Durbin Watson</b>			
Petite	0.583	0.604	0.563	0.520	1.962	1.909	1.825	1.867
2	0.773	0.718	0.660	0.809	2.020	2.015	1.851	1.920
3	0.760	0.709	0.634	0.622	1.977	1.968	1.983	1.980
Grande	0.857	0.702	0.716	0.737	2.199	2.203	2.126	2.119

## Le portefeuille de marché

Le portefeuille de marché, retenu dans toutes les études de la thèse, est défini comme étant la moyenne, pondérée par la capitalisation boursière, de tous les titres de l'échantillon. Dans l'intérêt d'une comparaison, les régressions en séries temporelles du MEDAF et du modèle à trois facteurs avec un portefeuille de marché défini comme étant la moyenne arithmétique de tous les titres de l'échantillon sont exposées au niveau de cette sous-section.

Sur la période de juillet 1976 à juin 2001, les rentabilités mensuelles, en excès du taux sans risque, de ces deux portefeuilles de marché sont fortement corrélées (91.5%). Dans le cas du portefeuille de marché défini comme étant la moyenne pondérée par la capitalisation boursière de tous les titres, la rentabilité mensuelle moyenne, sur toute la période, est de 1.13% avec un  $t$ -statistique de 3.157. Elle est de 0.69% avec un  $t$ -statistique de 1.992, dans le cas du portefeuille de marché défini comme étant la moyenne arithmétique de tous les titres.

La comparaison des résultats des tableaux 3.7 et 3.9, relatifs aux régressions du MEDAF pour les seize portefeuilles de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché, fait ressortir des points de divergence. En effet, selon le portefeuille de marché considéré, les valeurs des  $\beta$ s diffèrent. Pour les trois premières classes de taille (petite, 2 et 3), elles sont supérieures avec le portefeuille de marché défini comme étant une moyenne arithmétique de tous les titres. Pour les grandes entreprises, les  $\beta$ s du marché sont plus élevés dans le cas où le portefeuille de marché est considéré comme étant une moyenne pondérée par la capitalisation boursière de tous les titres de l'échantillon. Ce résultat corrobore les conclusions des études antérieures à ce sujet.

Le deuxième point de divergence concerne les ordonnées à l'origine. En effet, en présence d'un portefeuille de marché défini comme étant une moyenne arithmétique de tous les titres de l'échantillon, les ordonnées à l'origine des régressions en séries

temporelles des seize portefeuilles sont, significativement, différentes de zéro dans huit cas. Dans le cas où la moyenne pondérée par la capitalisation boursière de tous les titres est considérée comme le portefeuille de marché, ce nombre est réduit à cinq.

La réduction des erreurs d'évaluation, exprimées dans les ordonnées à l'origine, avec un portefeuille de marché défini comme étant une moyenne pondérée par la capitalisation boursière de tous les titres de l'échantillon, justifie l'utilisation de ce dernier dans les régressions de toutes les études de la thèse.

A la seule différence du portefeuille de marché retenu, le tableau 3.10 récapitule le même type de résultats que le tableau 3.8. La première divergence réside dans les valeurs des ordonnées à l'origine des régressions. En effet, au niveau du tableau 3.10, treize ordonnées à l'origine parmi seize sont, significativement, différentes de zéro. Ce nombre se réduit à quatre dans le tableau 3.8. Cette observation est primordiale. Elle montre que les erreurs d'estimation du modèle à trois facteurs sont nettement réduites en présence d'un portefeuille de marché défini comme étant la moyenne pondérée par la capitalisation boursière de tous les titres. Ce même résultat est observé dans le cas du MEDAF.

Tant au niveau du tableau 3.8 que 3.10, pour toutes les classes de ratio valeur comptable sur valeur de marché, le coefficient du portefeuille *SMB* est positif pour les petites capitalisation et négatif pour les grandes entreprises. La relation entre la taille et les rentabilités est vérifiée. De même, pour toutes les classes de taille, le coefficient du portefeuille *HML* est négatif pour le groupe de titres à ratio valeur comptable sur valeur de marché faible et positif pour le groupe à ratio élevé. La définition du portefeuille de marché n'a pas d'incidence sur les relations entre les rentabilités d'une part et la taille et le ratio valeur comptable sur valeur de marché d'autre part.

TAB. 3.9 – Le MEDAF : régressions en séries temporelles des 16 portefeuilles : juillet 1976/juin 2001 (300 mois)

L'échantillon est composé de 636 titres du marché français. Les seize portefeuilles sont construits à partir de deux classements indépendants de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché. La rentabilité mensuelle de chaque portefeuille est la moyenne pondérée par la capitalisation boursière des rentabilités des titres qui le composent :  $R_{p,t} = \sum_{i=1}^n \omega_{i,t} * R_{i,t}$ . Le portefeuille de marché est défini comme étant la moyenne arithmétique des rentabilités de tous les titres de l'échantillon. Le taux sans risque est le taux mensuelle équivalent au : taux d'intérêt à court terme (juillet1976/janvier1981), taux du marché monétaire à un mois (février1981/janvier1987), PIBOR (février1987/décembre1998) et EURIBOR (janvier1999/juin2001). Le tableau suivant présente, pour chaque portefeuille, les coefficients, leurs  $t$ -statistiques corrigés de l'hétéroscédasticité des erreurs par la matrice de White (entre parenthèses), les  $R^2$  ajustés et la statistique de Durbin-Watson des régressions en séries temporelles. Les rentabilités mensuelles en excès des 16 portefeuilles sont régressées comme suit :

$$MEDAF : R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + \epsilon_i.$$

<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>								
	Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<i>Taille</i>	$\alpha$				$\beta$			
Petite	0.005 (1.143)	0.016 (4.120)	0.014 (4.755)	0.019 (6.722)	1.1736 (10.783)	1.127 (11.805)	0.931 (18.533)	1.013 (15.822)
2	0.006 (2.621)	0.003 (2.300)	0.005 (2.555)	0.016 (2.712)	1.004 (16.425)	0.928 (22.319)	1.008 (20.630)	1.584 (2.833)
3	0.003 (1.591)	0.003 (1.526)	0.003 (1.489)	0.010 (4.016)	0.993 (16.521)	0.993 (19.347)	0.919 (17.557)	1.052 (17.960)
Grande	0.002 (0.886)	0.004 (1.349)	0.004 (1.946)	0.003 (1.010)	0.870 (15.546)	1.020 (13.965)	0.937 (16.476)	0.938 (11.916)
	$R^2$ ajusté				Durbin Watson			
Petite	0.376	0.443	0.540	0.577	1.969	1.610	1.831	1.854
2	0.604	0.776	0.721	0.250	1.868	1.985	1.866	2.017
3	0.677	0.724	0.709	0.664	1.829	1.981	2.017	1.935
Grande	0.625	0.514	0.644	0.463	2.112	2.070	2.143	2.204

Par ailleurs, les valeurs et la significativité des coefficients du portefeuille *HML* ( $h_i$ ) ne sont pas affectés par le choix du portefeuille de marché. Les différences de résultats entre les tableaux 3.8 et 3.10 ne sont pas fondamentales.

Pour toutes les classes de taille, les coefficients du portefeuille *SMB* ( $s_i$ ) du tableau 3.8 sont plus élevés que ceux du tableau 3.10. Quant aux  $\beta$ s du marché, ils sont plus élevés dans le tableau 3.10 (à deux exceptions). Le passage d'un portefeuille de marché défini comme une moyenne arithmétique de tous les titres (tableau 3.10) à celui défini comme étant une moyenne pondérée par la capitalisation de tous les titres (tableau 3.8) permet de constater que les bêtas du marché diminuent et les coefficients du portefeuille *SMB* augmentent.

En définitive, trois points essentiels peuvent justifier le choix du portefeuille de marché comme étant une moyenne pondérée par la capitalisation boursière de tous les titres :

- Premièrement, les ordonnées à l'origine, considérées comme étant des erreurs d'estimation, ne sont pas significativement différentes de zéro pour un grand nombre des régressions retenues.
- Deuxièmement, l'effet taille est mieux appréhendé puisqu'il ne s'exprime plus au niveau du portefeuille de marché mais plutôt au niveau du portefeuille *SMB*.
- Enfin, le choix du portefeuille de marché n'a pas d'incidence sur les coefficients du portefeuille *HML* et leurs relation avec les rentabilités.

TAB. 3.10 – Le modèle à trois facteurs : régressions en séries temporelles des 16 portefeuilles : juillet 1976/juin 2001

L'échantillon est composé de 636 titres du marché français. Les seize portefeuilles sont construits à partir de deux classements indépendants de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché. La rentabilité mensuelle de chaque portefeuille est la moyenne pondérée par la capitalisation boursière des rentabilités des titres qui le composent :  $R_{p,t} = \sum_{i=1}^n \omega_{i,t} * R_{i,t}$ . Le portefeuille de marché est défini comme étant la moyenne arithmétique des rentabilités de tous les titres de l'échantillon. Le tableau suivant présente, pour chaque portefeuille, les coefficients, leurs  $t$ -statistiques corrigés de l'hétéroscédasticité des erreurs par la matrice de White (entre parenthèses), les  $R^2$  ajustés et la statistique de Durbin-Watson des régressions en séries temporelles. Les rentabilités mensuelles en excès des 16 portefeuilles sont régressées comme suit :

$$FF3FM : R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + s_iSMB + h_iHML + \epsilon_i.$$

<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>								
	Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<i>Taille</i>	$\alpha$				$\beta$			
Petite	0.006 (1.543)	0.016 (4.617)	0.012 (4.442)	0.017 (6.246)	1.224 (14.776)	1.131 (15.363)	0.891 (19.205)	0.978 (17.773)
2	0.006 (3.059)	0.004 (2.481)	0.004 (2.227)	-0.002 (-0.444)	1.011 (18.721)	0.942 (33.136)	0.995 (24.798)	1.037 (9.235)
3	0.004 (2.567)	0.004 (2.146)	0.003 (1.802)	0.011 (4.509)	1.039 (21.670)	1.027 (25.220)	0.938 (18.985)	1.078 (19.917)
Grande	0.006 (3.020)	0.008 (2.829)	0.007 (3.449)	0.006 (2.529)	0.978 (24.387)	1.140 (17.233)	1.011 (21.536)	0.995 (16.430)
	$s$				$h$			
Petite	0.501 (2.768)	0.559 (3.313)	0.333 (3.066)	0.105 (0.748)	-0.832 (-4.564)	-0.595 (-3.989)	-0.087 (-0.855)	0.113 (0.746)
2	0.408 (5.348)	-0.000 (-0.000)	0.099 (1.081)	1.555 (3.038)	-0.457 (-6.880)	-0.087 (-1.438)	-0.016 (-0.172)	1.838 (3.320)
3	0.128 (1.295)	0.009 (0.118)	-0.108 (-1.694)	-0.264 (-4.505)	-0.418 (-4.327)	-0.225 (-2.972)	-0.002 (-0.047)	0.109 (2.210)
Grande	-0.491 (-4.207)	-0.679 (-4.901)	-0.452 (-7.232)	-0.801 (-8.551)	-0.175 (-1.419)	-0.058 (-0.566)	-0.005 (-0.097)	0.463 (5.813)



Tableau 3.10 (suite)

<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>								
	Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<b>Taille</b>		<b><math>R^2</math> ajusté</b>			<b>Durbin Watson</b>			
Petite	0.566	0.595	0.577	0.585	1.970	1.863	1.855	1.874
2	0.754	0.781	0.723	0.760	1.967	1.992	1.860	1.969
3	0.786	0.757	0.712	0.689	1.982	2.024	1.986	2.016
Grande	0.775	0.646	0.728	0.720	2.195	2.104	2.095	2.146

### 3.4.2 Les rentabilités des portefeuilles en coupe transversale

Les résultats, présentés au niveau de la sous-section précédente, permettent d'affirmer que les trois facteurs ; à savoir le marché, *SMB* et *HML* ; expliquent les rentabilités des portefeuilles en séries temporelles (*common variation*). Dans cette section, l'analyse menée pour l'explication des rentabilités est fondée sur des régressions en coupe transversale (*cross-section*).

Fama et French (1993) [74] stipulent que les modèles multi-factoriels d'évaluation des actifs financiers (Merton 1973 [149] et Ross 1976 [164]) impliquent un test simple pour savoir si un ensemble de variables explicatives suffisent pour décrire les rentabilités en coupe transversale : les ordonnées à l'origine des régressions des séries temporelles des rentabilités doivent être proches de zéro.

Pour les seize régressions en séries temporelles du modèle à trois facteurs, douze ordonnées à l'origine ne sont pas significativement différentes de zéro (les

$t$ -statistiques sont inférieurs à deux)<sup>14</sup>.

Dans les régressions du MEDAF, les ordonnées à l'origine des portefeuilles des petites capitalisations sont supérieures à celles des grandes capitalisations, dans toutes les classes de ratio valeur comptable sur valeur de marché. Comme le précisent Fama et French (1993), cette observation montre l'effet taille de Banz (1981). De même, les ordonnées à l'origine sont en relation avec le ratio valeur comptable sur valeur de marché dans toutes les classes de taille. Elles sont supérieures dans la classe à ratio élevé par rapport à celles de ratio faible.

TAB. 3.11 – Les régressions en coupe transversale

<b>Panel A : le MEDAF</b>				
$R_{i,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_{Mkt}\hat{\beta}_i^{Mkt} + \epsilon_{i,t}$				
	$\gamma_0$	$\gamma_{Mkt}$		
Coefficient	0.0235	-0.0078		
t-statistique	(3.363)	(-1.276)		
$R^2 = 9.72\%$				
<b>Panel B : le modèle à trois facteurs</b>				
$R_{i,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_{Mkt}\hat{\beta}_i^{Mkt} + \gamma_{SMB}\hat{\beta}_i^{SMB} + \gamma_{HML}\hat{\beta}_i^{HML} + \epsilon_{i,t}$				
	$\gamma_0$	$\gamma_{Mkt}$	$\gamma_{SMB}$	$\gamma_{HML}$
Coefficient	0.0131	-0.0006	0.0100	0.0028
t-statistique	(1.685)	(-0.0815)	(3.450)	(0.975)
$R^2 = 31.45\%$				

Pour l'étude des rentabilités des portefeuilles en coupe transversale, la méthodologie retenue est celle de Fama et MacBeth [79], à deux passages<sup>15</sup>. Une première série de régressions en séries temporelles des rentabilités mensuelles en excès de chaque portefeuille sur les variables explicatives est menée. Deux modèles

<sup>14</sup>Molay, (1999) et (2001), obtient deux régressions du modèle à trois facteurs parmi neuf où les ordonnées à l'origine présentent des  $t$ -statistiques supérieurs à deux.

<sup>15</sup>Cette méthodologie a fait l'objet de critiques. Voir à ce sujet le chapitre 2.

sont spécifiés : le MEDAF et le modèle à trois facteurs. Ces régressions en séries temporelles sont faites sur une période de cinq ans (la période d'estimation)<sup>16</sup> et sont répétées chaque mois (juillet 1976/juin 1981, août 1976/juillet 1981, etc).

Les coefficients estimés lors de cette première étape ( $\hat{\beta}_i$ ) sont utilisés comme des variables explicatives dans une série de 240 régressions en coupe transversale. Pour chaque mois, les rentabilités mensuelles en excès des 16 portefeuilles sont régressées sur les coefficients estimés ( $\hat{\beta}_i$ ). A titre d'exemple, les rentabilités mensuelles en excès des seize portefeuilles du mois de juillet 1981 sont régressées sur les coefficients estimés ( $\hat{\beta}_i$ ) sur la période de juillet 1976 à juin 1981.

Enfin, les coefficients estimés du modèle sont définis comme étant la moyenne des coefficients estimés lors de la deuxième étape ( $\hat{\gamma}_j$ ). Comme Fama et MacBeth, les  $t$ -statistiques de ces coefficients sont calculés comme suit :  $t(\hat{\gamma}_j) = \frac{\hat{\gamma}_j}{std(\hat{\gamma}_j)/\sqrt{n}}$ , avec  $n$  est le nombre de mois (ici il est égal à 240).

Tous les résultats, obtenus grâce à la méthodologie à deux passages de Fama et MacBeth, sont groupés au niveau du tableau 3.11. Le panel A du tableau présente les résultats du MEDAF. La moyenne des coefficients de détermination ( $R^2$ ) des 240 régressions en coupe transversale est de 9.72%. Après l'ajout des deux portefeuilles *SMB* et *HML*, le pouvoir explicatif du modèle a augmenté. Le coefficient de détermination moyen est de 31.45% (panel B).

Au niveau des graphiques 3.1 et 3.2, les rentabilités mensuelles moyennes en excès réalisées et estimées des 16 portefeuilles sont présentées.

Pour le MEDAF, la rentabilité mensuelle en excès estimée de chaque portefeuille est calculée de la manière suivante :  $R_{i,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_{Mkt}\hat{\beta}_i^{Mkt}$ . Le  $\hat{\beta}_i^{Mkt}$  est le coefficient estimé de la régression en série temporelle de  $(R_{i,t} - R_{f,t})$  sur une constante et la rentabilité en excès du portefeuille de marché  $(R_{Mkt,t} - R_{f,t})$  sur la

<sup>16</sup>Il est à noter que la longueur de la période d'estimation n'a pas de grande incidence sur les résultats.

FIG. 3.1 – Rentabilités mensuelles en excès réalisées versus estimées des 16 portefeuilles : juillet 1976/juin 2001

*Panel A : Le MEDAF*

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_{Mkt} \hat{\beta}_i^{Mkt} + \epsilon_{i,t}$$

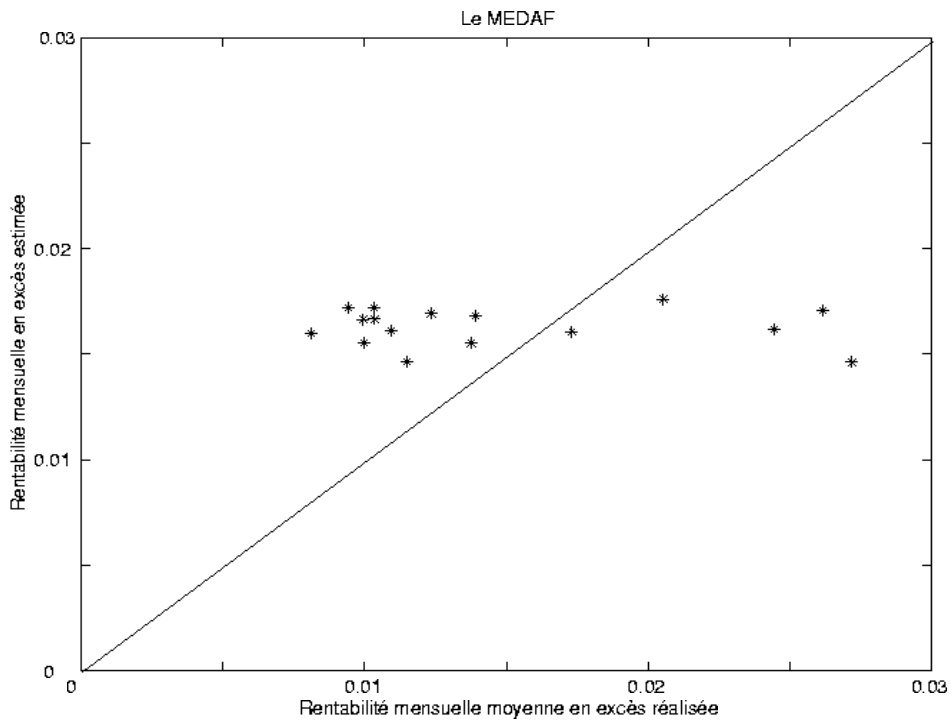
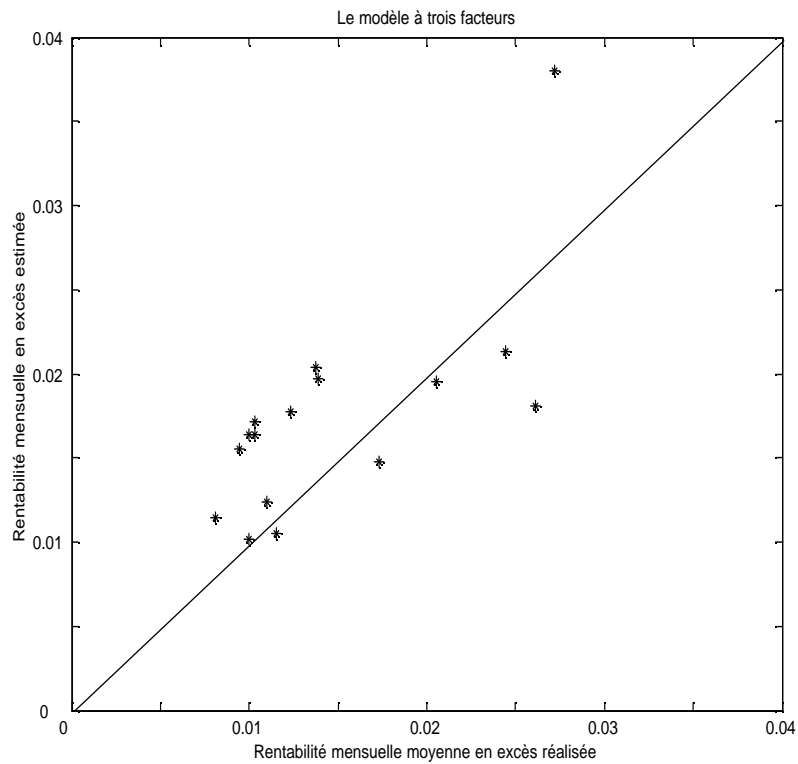


FIG. 3.2 – Rentabilités mensuelles en excès réalisées versus estimées des 16 portefeuilles : juillet 1976/juin 2001

*Panel B : Le modèle à trois facteurs*

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_{Mkt} \hat{\beta}_i^{Mkt} + \gamma_{SMB} \hat{\beta}_i^{SMB} + \gamma_{HML} \hat{\beta}_i^{HML} + \epsilon_{i,t}$$



période de juillet 1976 à juin 2001.

En ce qui concerne le modèle à trois facteurs, la rentabilité mensuelle en excès estimée de chaque portefeuille est calculée selon le même principe :  $R_{i,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_{Mkt}\hat{\beta}_i^{Mkt} + \gamma_{SMB}\hat{\beta}_i^{SMB} + \gamma_{HML}\hat{\beta}_i^{HML}$ . Les coefficients  $\hat{\beta}_i^{Mkt}$ ,  $\hat{\beta}_i^{SMB}$  et  $\hat{\beta}_i^{HML}$  sont les valeurs estimées de la régression en série temporelle de  $(R_{i,t} - R_{f,t})$  sur une constante, la rentabilité en excès du portefeuille de marché  $(R_{Mkt,t} - R_{f,t})$  et les rentabilités des portefeuilles *SMB* et *HML*, sur la période de juillet 1976 à juin 2001.

L'amélioration additionnelle du modèle peut être visualisée par le nombre de points autour de la diagonale. Le modèle à trois facteurs donne un meilleur graphique que celui du MEDAF. Les points sont plus condensés autour de la diagonale.

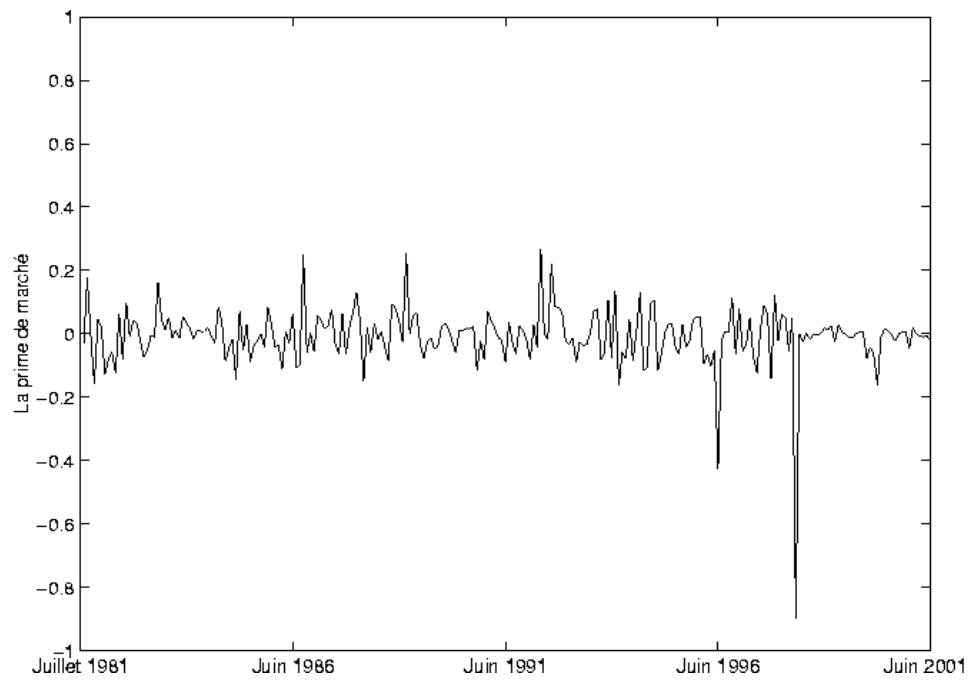
Les coefficients  $\gamma_i$  estimés dans les 240 régressions en coupe transversale (de juillet 1981 à juin 2001) sont également présentés. Le graphique 3.3 retrace la prime de marché estimée avec le MEDAF. D'une manière plus explicite, pour chaque mois,  $\gamma_i$  est obtenu en régressant les rentabilités mensuelles en excès des 16 portefeuilles du mois sur les coefficients  $(\hat{\beta}_i)$ , estimés sur une période de cinq ans. A titre d'exemple,  $\gamma_i$  du mois de juillet 1986 est obtenu en régressant les rentabilités mensuelles en excès des 16 portefeuilles de juillet 1986 sur les coefficients  $(\hat{\beta}_i)$ , estimés de juillet 1981 à juin 1986. La principale observation relevée est relative aux deux valeurs négatives des régressions 180 et 202. En effet, ces deux régressions correspondent respectivement au mois de juin 1996 et au mois d'avril 1998. Les crises financières des années quatre-vingt dix (la crise du système monétaire européen en 1992/1993, la crise asiatique en 1997 et les crises financières au Japon et en Russie au milieu de l'année 1998.) contribuent certes à l'explication de ces valeurs négatives de la prime de marché.

Au niveau des graphiques 3.4, 3.5 et 3.6, les primes de marché  $(\gamma_{Mkt})$ , de taille  $(\gamma_{SMB})$  et de ratio valeur comptable sur valeur de marché  $(\gamma_{HML})$ , estimées

FIG. 3.3 – Le MEDAF : la prime de marché

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_{Mkt} \hat{\beta}_i^{Mkt} + \epsilon_{i,t}$$

$\gamma_{Mkt}$



par le modèle à trois facteurs pour les 240 régressions en coupe transversale, sont respectivement présentées. Comme dans le cas du MEDAF, les deux dates des mois de juin 1996 et d'avril 1998 pour lesquelles la prime du marché est négative sont retenues. Au cours de ces deux dates, la prime de taille est positive. Elle enregistre deux pics au cours des mois d'avril 1998 et de mars 2000. Le différentiel de rentabilité entre les petites et les grandes capitalisations est plus prononcé au cours des périodes difficiles du marché financier. Quant à la prime de ratio valeur comptable sur valeur de marché, elle a enregistré à son tour les plus grandes variations au cours des années quatre-vingt dix. Les fluctuations les plus importantes sont relatives au pic du mois d'avril 1998 et aux baisses des mois de juin 1996 et mars 2000.



FIG. 3.4 – Le modèle à trois facteurs : la prime de marché

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_{Mkt} \hat{\beta}_i^{Mkt} + \gamma_{SMB} \hat{\beta}_i^{SMB} + \gamma_{HML} \hat{\beta}_i^{HML} + \epsilon_{i,t}$$

$\gamma_{Mkt}$

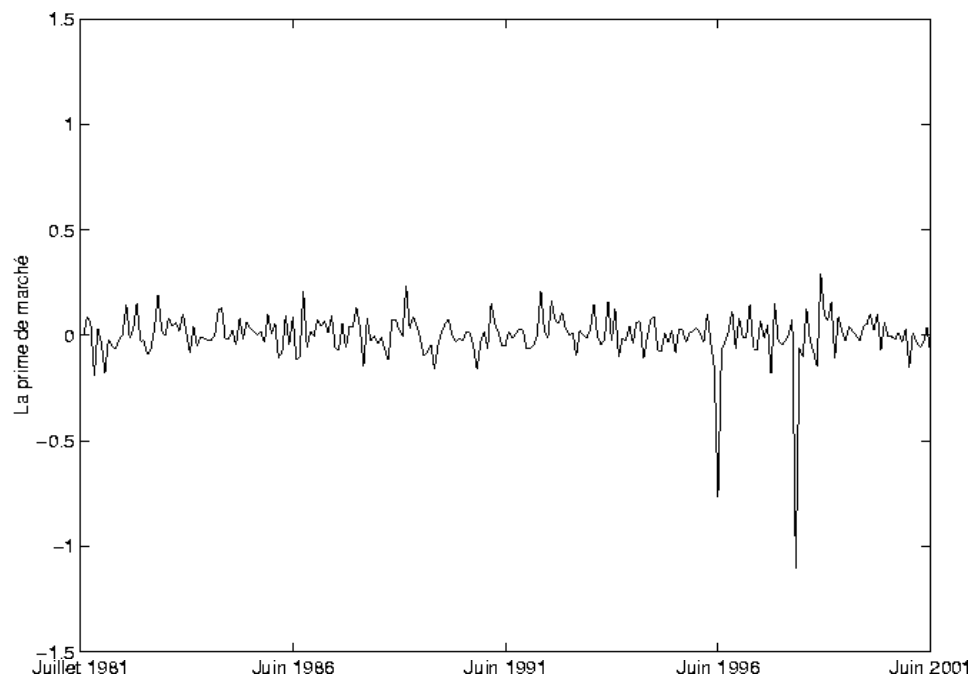


FIG. 3.5 – Le modèle à trois facteurs : la prime de taille

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_{Mkt} \hat{\beta}_i^{Mkt} + \gamma_{SMB} \hat{\beta}_i^{SMB} + \gamma_{HML} \hat{\beta}_i^{HML} + \epsilon_{i,t}$$

$\gamma_{SMB}$

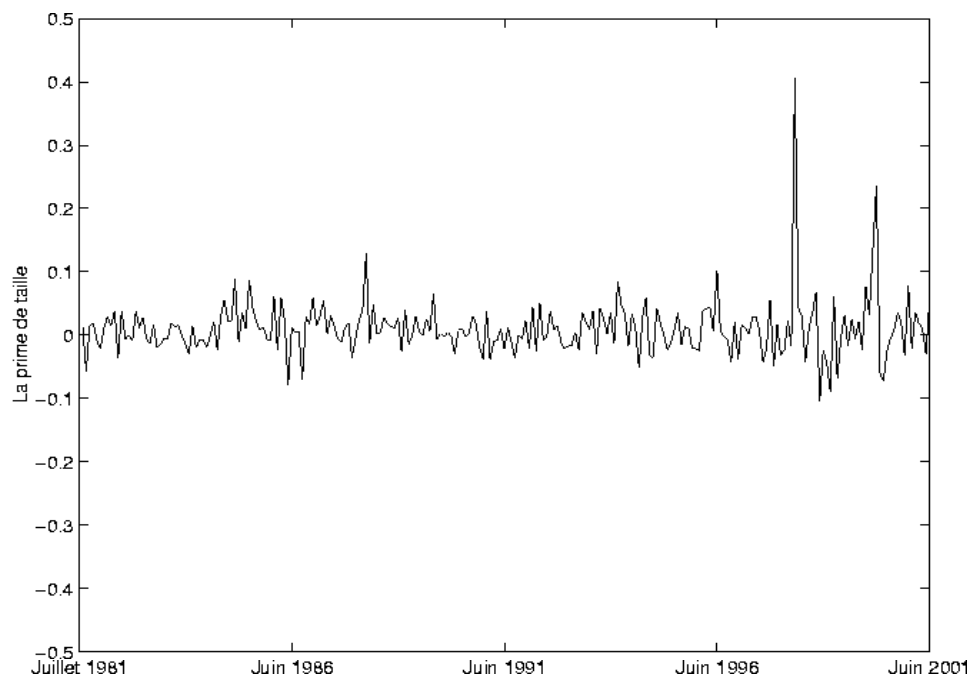
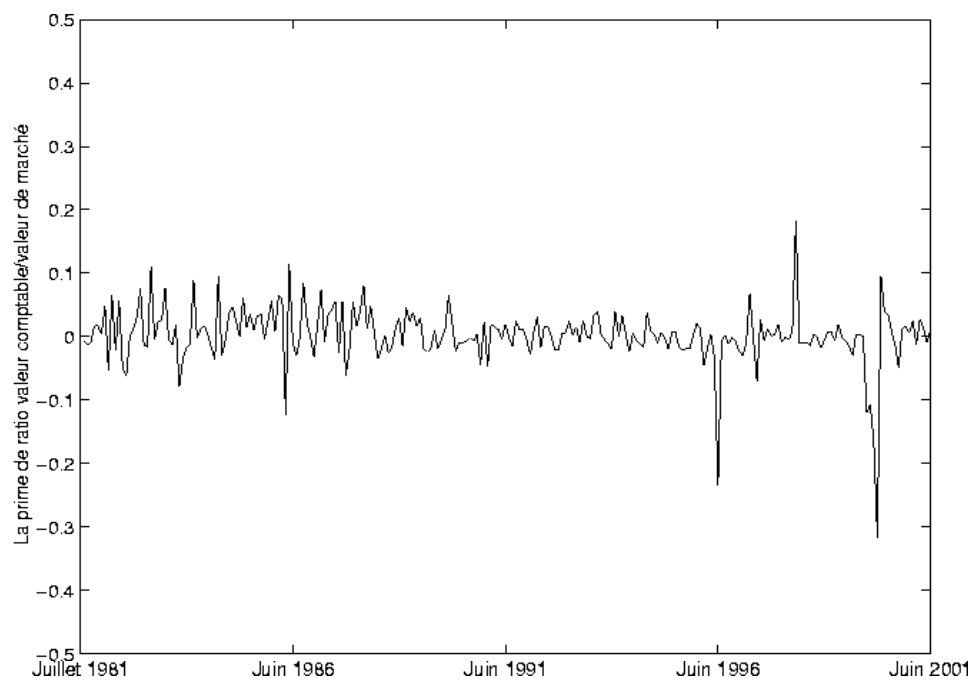


FIG. 3.6 – Le modèle à trois facteurs : la prime du ratio valeur comptable sur valeur de marché

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_{Mkt} \hat{\beta}_i^{Mkt} + \gamma_{SMB} \hat{\beta}_i^{SMB} + \gamma_{HML} \hat{\beta}_i^{HML} + \epsilon_{i,t}$$

$\gamma_{HML}$



### 3.4.3 L'effet du mois de janvier

La distinction entre les caractéristiques spécifiques de l'entreprise (la capitalisation boursière, la valeur comptable, le bénéfice, etc.) d'une part et les phénomènes cycliques (effet du mois de janvier, effet *week-end*) ou encore la microstructure du marché (les modalités du fonctionnement, le dénouement des opérations, etc.)<sup>17</sup> d'autre part est fondamentale dans l'interprétation des résultats. En effet, outre les tests de volatilité qui témoignent de la variation des rentabilités espérées à travers le temps et qui constituent l'une des voies de recherche de la littérature financière, plusieurs auteurs se sont intéressés au caractère saisonnier de cette variation.

En effet, la rentabilité du lundi est en moyenne inférieure à celles des autres journées (Cross 1973 [53], French 1980 [84], Gibbons et Hess 1981 [87]). Les rentabilités au début et à la fin de la journée sont en moyenne supérieures aux autres périodes de la journée (Harris 1986 [102]). De même, Ariel (1987 [4] et 1990 [5]) a mis en évidence la supériorité des rentabilités du dernier jour du mois et du dernier jour avant les vacances. En ce qui concerne le marché français, les études de Hamon et Jacquillat (1990) [97], Solnik (1990) [177] et Solnik et Bousquet (1990) [178] ont examiné les rentabilités journalières ou encore *the day-of-the-week effect*. Ce sont les principaux résultats sur les rentabilités journalières.

En ce qui concerne les rentabilités mensuelles, c'est le mois de janvier qui présente le plus de différence par rapport aux autres mois de l'année. Certains auteurs ont lié une rentabilité supérieure des petites capitalisations au mois de janvier.

Plusieurs études se sont intéressées à l'effet du mois de janvier sur le marché

---

<sup>17</sup>Voir Amihud et Mendelson (1986) [3] sur la relation entre les rentabilités et le *Bid-Ask spread*.

TAB. 3.12 – **Statistiques descriptives des rentabilités mensuelles en excès (en %) : janvier versus les autres mois**

L'échantillon est composé de 636 titres français sur la période de juillet 1976 à juin 2001. L'intersection de quatre classes de taille et de quatre classes de ratio valeur comptable sur valeur de marché permet d'obtenir les seize portefeuilles. Les variables explicatives sont au nombre de trois : Marché, HML et SMB. Le portefeuille de marché est la moyenne pondérée par la capitalisation boursière des rentabilités de tous les titres de l'échantillon. Le tableau présente les rentabilités mensuelles en excès moyenne du mois de janvier et des autres mois de l'année. Pour chaque portefeuille, les rentabilités du mois de janvier sont au nombre de 25. Celles des autres mois de l'année sont au nombre de 275.

***Variables dépendantes***

	<b><i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i></b>							
	Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<b><i>Taille</i></b>	<i>Les Autres Mois</i>				<i>Janvier</i>			
Petite	1.52	2.64	2.11	2.63	-0.23	0.26	1.36	2.35
2	1.37	0.95	1.30	2.81	1.53	1.92	0.48	1.63
3	0.99	0.90	0.92	1.73	1.50	2.04	1.09	1.66
Grande	0.75	1.16	1.02	1.13	1.41	1.00	1.90	-0.51

***Variables explicatives***

	<i>Les Autres Mois</i>	<i>Janvier</i>
Mktpond.	1.12	1.26
HML	0.68	-0.35
SMB	0.78	0.26

français (Hamon 1986 [94], Corhay, Hawawini et Michel 1987 [52], Hamon et Jacquillat (1990) [96] et (1992) [98]). En effet, Hamon et Jacquillat (1990) [96] et (1992) [98] soulignent que les titres de forte capitalisation présentent une rentabilité supérieure à celle des titres de faible capitalisation durant les toutes premières séances de l'année. Ils attribuent cette divergence des résultats à des différences de contextes fiscaux. En dehors de la période de changement d'année, les petites capitalisations françaises ont des taux de rentabilité supérieurs aux grandes capitalisations. Cet excès de rentabilité n'est pas justifié par le différentiel de risque.

Dans les résultats présentés dans les sections précédentes, tant la stabilité des résultats tout au long de l'année que la distinction entre le mois de janvier et les autres mois n'ont pas été abordées. Ainsi, cette section étudie l'effet du mois de janvier dans l'échantillon considéré.

Le tableau 3.12 présente les rentabilités mensuelles moyennes, en excès, des portefeuilles pour le mois de janvier et les autres mois de l'année. Pour le portefeuille de marché, la rentabilité mensuelle moyenne du mois de janvier (1.26%) est supérieure à celle des autres mois (1.12%). Seulement dans deux classes de ratio valeur comptable sur valeur de marché (faible et 3), les grandes capitalisations présentent, en moyenne, une rentabilité mensuelle plus élevée au mois de janvier par comparaison aux autres mois de l'année.

Quant aux petites capitalisations, deux observations méritent d'être relevées. D'une part, les rentabilités du mois de janvier sont en moyenne moins élevées que celles du reste de l'année, et ce quelque soit la classe de ratio valeur comptable sur valeur de marché. D'autre part, pour trois classes de ratio valeur comptable sur valeur de marché (faible, 2 et 3), les grandes capitalisations ont une rentabilité moyenne du mois de janvier plus élevée que celle des petites capitalisations. Néanmoins, cette différence de rentabilité n'est pas assez importante puisque la rentabilité moyenne du mois de janvier du portefeuille *SMB* reste positive (0.26%).

L'effet taille est observé au mois de janvier sur le marché français ; toutefois il est moins prononcé par rapport aux autres mois de l'année.

Sur un autre plan, la rentabilité moyenne du mois de janvier du portefeuille *HML* est négative (-0.35%) : le portefeuille à ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé présente, en moyenne, une rentabilité mensuelle inférieure à celle du portefeuille à ratio valeur comptable sur valeur de marché faible, au cours du mois de janvier. L'effet du ratio valeur comptable sur valeur de marché n'est pas confirmé au cours du mois de janvier sur le marché français.

Afin d'étudier la signification de l'effet du mois de janvier, une variable binaire (*dummy*) qui prend la valeur de un pour le mois de janvier, et zéro pour les autres mois est utilisée :

$$R_t - R_f = a + bJAN(t) + \epsilon$$

avec  $JAN(t)$  est la variable binaire.

Le tableau 3.13 résume les résultats des seize portefeuilles et des trois variables explicatives. Les ordonnées à l'origine des régressions mesurent la rentabilité moyenne des mois autres que le mois de janvier et le coefficient de la variable dichotomique représente la différence de rentabilité entre le mois de janvier et les autres mois de l'année (Fama et French 1993). Cette observation est facile à vérifier en comparant les résultats des tableaux 3.12 et 3.13.

Le tableau 3.13 montre que tous les coefficients de la variable binaire sont inférieurs à 2.5% par mois, avec des *t*-statistiques inférieurs à deux. Par opposition à Fama et French (1993), l'effet du mois de janvier pour les seize portefeuilles ainsi que les trois variables explicatives n'est pas avéré.

TAB. 3.13 – Tests de l’effet du mois de janvier pour les variables dépendantes et explicatives : juillet 1976/juin 2001

Les rentabilités mensuelles en excès des seize portefeuilles et celles des trois variables explicatives sont régressées selon l’équation suivante :  $R_t - R_f = a + bJAN(t) + \epsilon$  où  $JAN(t)$  est une variable binaire qui prend la valeur de un pour le mois de janvier et zéro pour les autres mois de l’année. Les portefeuilles et les variables explicatives sont présentés en détails dans les tableaux précédents. Dans ce tableau, les coefficients  $a$  et  $b$  et leurs  $t$ -statistiques corrigés de l’hétéroscédasticité des erreurs par la matrice de White (entre parenthèses) sont présentés.

**Variables dépendantes**

	<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>							
	Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<i>Taille</i>	<i>a</i>				<i>b</i>			
Petite	0.015 (2.149)	0.026 (4.206)	0.021 (4.505)	0.026 (5.320)	-0.017 (-0.934)	-0.023 (-1.574)	-0.007 (-0.598)	-0.002 (-0.225)
2	0.013 (2.871)	0.009 (2.443)	0.013 (2.931)	0.028 (2.357)	0.001 (0.0126)	0.009 (0.886)	-0.008 (-0.856)	-0.011 (-0.794)
3	0.009 (2.230)	0.009 (2.089)	0.009 (2.311)	0.017 (3.633)	0.005 (0.390)	0.011 (0.931)	0.001 (0.132)	-0.000 (-0.059)
Grande	0.007 (1.862)	0.011 (2.187)	0.010 (2.365)	0.011 (2.230)	0.006 (0.553)	-0.001 (-0.130)	0.008 (0.756)	-0.016 (-1.154)

**Variables explicatives**

	<i>a</i>	<i>b</i>
Mktpond	0.011 (2.934)	0.001 (0.136)
HML	0.006 (1.873)	-0.010 (-1.300)
SMB	0.007 (2.740)	-0.005 (-0.760)



Néanmoins, le signe des coefficients  $b$  corroborent les observations avancées ultérieurement. Pour les grandes capitalisations, ce coefficient est positif dans deux cas (faible et 3) exprimant ainsi une supériorité des rentabilités du mois de janvier par rapport aux autres mois de l'année. Il est négatif pour les petites capitalisations. Pour ces dernières, les rentabilités du mois de janvier sont en moyenne inférieures à celles des mois du reste de l'année.

Quant au signe de ce coefficient pour les deux portefeuilles  $HML$  et  $SMB$ , il est négatif. Les effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché sont plus prononcés au cours des autres mois de l'année par rapport au mois de janvier. Enfin, les primes de marché et de taille sont statistiquement différentes de zéro pour les mois autres que janvier avec des  $t$ -statistiques égales, respectivement, à 2.934 et 2.740.

### 3.4.4 Discussion et développement

La présente discussion porte sur les possibilités d'extension de l'étude. Deux points essentiels sont évoqués. Un premier débat au sujet du  $\beta$  du marché est exposé. Quant au deuxième point, il s'intéresse à la question relative aux frictions du marché et aux explications en terme de coûts dans l'étude des rentabilités des actions.

En effet, différentes classes de risque peuvent être distinguées<sup>18</sup>. Le coefficient  $\beta$ , défini comme étant le risque systématique par unité de volatilité du marché, est calculé dans la plupart des études empiriques à partir de deux à cinq années de données de rentabilités mensuelles passées. Kothari, Shanken et Sloan (1995) [127] considèrent des  $\beta$ s calculés à partir des données annuelles pour l'analyse de la relation rentabilité-risque. Ils avancent trois arguments pour justifier leur choix.

<sup>18</sup>Toujours dans le cadre des possibilités d'extension de l'étude, un classement selon les différents secteurs d'activité est envisageable.

Tout d'abord, ils notent que les études antérieures ont été contraintes à considérer des  $\beta$ s calculés à partir des données mensuelles parce que ces dernières sont disponibles. Elles ignorent ainsi le fait que les  $\beta$ s varient systématiquement et d'une façon non linéaire avec la longueur de l'intervalle de mesure. Ensuite, l'utilisation d'un long intervalle de mesure permet de réduire l'effet de plusieurs biais et frictions. Enfin, les rentabilités mensuelles des actions présentent un comportement saisonnier qui influence le calcul des  $\beta$ s.

Dans le cadre de ce même type d'études empiriques, Handa, Kothari et Wasley (1989) [100] démontrent que les  $\beta$ s des petites entreprises augmentent et ceux des grandes entreprises diminuent avec la longueur de l'intervalle de mesure<sup>19</sup>. Ce résultat implique que l'effet taille est moins important lorsque des rentabilités annuelles sont utilisées.

Par opposition à Kothari et al.; Fama et French (1996) [76] stipulent que la relation positive entre la rentabilité moyenne et le  $\beta$  peut être démontrée tant pour les  $\beta$ s calculés à partir des données mensuelles que les  $\beta$ s annuels. Bien que les  $\beta$ s calculés selon les deux méthodes diffèrent, il existe une parfaite corrélation entre le  $\beta$  annuel et le  $\beta$  mensuel. Au niveau du quatrième chapitre, un classement supplémentaire des titres selon le  $\beta$  est proposé.

Par ailleurs, l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (*MCO*) des  $\beta$ s<sup>20</sup> de portefeuilles est réalisée en faisant le rapport entre la covariance des

<sup>19</sup>Dans le cadre de l'étude de la relation entre la taille et le  $\beta$ , Girerd-Potin (1992) [88] mène des tests de dominance stochastique pour prouver la robustesse des effets taille et ratio cours sur bénéfiques (*Price to Earning Ratio*) sur des données françaises. L'auteur aboutit au résultat suivant : le portefeuille des plus petites firmes domine les autres portefeuilles-taille ; les portefeuilles à PER sub-médians sont supérieurs aux autres.

<sup>20</sup>Dans une comparaison de trois estimateurs de  $\beta$ s (estimateur de Dimson, les MCO et l'estimateur de Scholes et Williams) pour trois périodicités des taux de rentabilité (quotidien, hebdomadaire et mensuel) et deux indices (pondéré et équipondéré) sur des données françaises, Hamon et Jacquillat (1992) [98] avancent : "pour plus de la moitié des actions cotées sur les marchés français, le recours à un indice exhaustif équipondéré et tenant compte des dividendes de même que l'estimateur proposé par Dimson semblent indispensables" p.159.

rentabilités du portefeuille et de l'indice de référence sur la variance des rentabilités de l'indice. Dans le cas le plus classique, deux indices différents peuvent être distingués : un indice pondéré par les capitalisations et un indice équipondéré. Les  $\beta$ s MCO diffèrent selon l'indice utilisé : ceux mesurés à partir d'un indice pondéré sont inférieurs pour les valeurs de faible capitalisation et supérieurs pour celles de forte capitalisation. Le point portant sur le choix du portefeuille de marché a été abordé dans cette étude.

Enfin, la plupart des études considèrent l'hypothèse simplificatrice de la constance des coefficients  $\beta$ s à travers le temps. Une méthodologie qui exprime la relation conditionnelle entre le bêta et la rentabilité est celle qui distingue les moishausiers des mois baissiers du marché (Lakonishok et Shapiro (1984) [133] et (1986) [134], Pettengill, Sundaram et Mathur 1995 [159], Fletcher 2000 [82]).

Quant au deuxième point de discussion, il porte sur le rôle que peut jouer les frictions du marché financier dans l'analyse des rentabilités. Dans une étude de synthèse au sujet de l'évaluation des actifs financiers, Campbell (2000) ([33] et [34]) précise que la compréhension et l'analyse des coûts de transaction dans la détermination des prix restent limitées. Un travail de recherche sur ce volet est indispensable.

Plus récemment, Hou et Moskowitz (2003) [109] présentent une étude empirique portant sur la relation entre les frictions des marchés financiers et la vitesse de diffusion de l'information d'une part et les deux effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché d'autre part. Ils analysent le retard avec lequel les cours réagissent à l'information. Une nouvelle interprétation de l'effet taille et de la moitié de l'effet ratio valeur comptable sur valeur de marché est avancée. Les petites entreprises et les entreprises à ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé réagissent lentement à l'information. Cette prime de retard (*delay premium*) est associée à des mesures de visibilité de l'action (*stock visibility*) et de

reconnaissance des investisseurs (*investor recognition*).

### 3.5 Conclusion

L'étude a porté sur une comparaison entre deux modèles d'évaluation des actifs financiers dans le cadre du marché français. L'échantillon a regroupé 636 titres sur une période de vingt cinq ans (300 mois). L'une des motivations de ce travail est de tester l'hypothèse de la dépendance des résultats du modèle à trois facteurs à un échantillon ou/et à une période. Les principaux résultats de l'analyse menée peuvent être résumés dans les points suivants.

L'étude des rentabilités mensuelles des trois variables, le portefeuille de marché, *HML* et *SMB*, montre que seules les primes de marché et de taille sont significativement différentes de zéro. Sur la période d'étude, la prime relative au ratio valeur comptable sur valeur de marché est la prime la plus faible avec un *t*-statistique inférieur à deux.

Deux portefeuilles de marché, la moyenne pondérée par la capitalisation et la moyenne arithmétique de tous les titres, ont été testés. Le portefeuille de marché retenu est défini comme étant la moyenne pondérée par la capitalisation boursière de tous les titres de l'échantillon. La comparaison des erreurs d'estimation (les ordonnées à l'origine) tant pour le modèle à trois facteurs que pour le MEDAF dans les régressions en séries temporelles entre les deux portefeuilles de marché a permis de faire ce choix.

Le modèle à trois facteurs explique mieux, tant en séries temporelles qu'en coupe transversale, les rentabilités des actions que le MEDAF. Dans le cas français, l'ajout des rentabilités des portefeuilles *HML* et *SMB*, au portefeuille de marché, comme variables explicatives améliore les résultats.

Par ailleurs, les relations entre la taille et le ratio valeur comptable sur valeur

de marché d'une part et les rentabilités d'autre part ont été vérifiées au niveau des régressions en séries temporelles du modèle à trois facteurs. Les portefeuilles des petites (grandes) entreprises présentent des coefficients *SMB* positifs (négatifs). Quant aux portefeuilles des titres à faible (élevé) ratio valeur comptable sur valeur de marché, leurs coefficients *HML* sont négatifs (positifs).

Les résultats des régressions en coupe transversale, obtenus grâce à la méthodologie de Fama et MacBeth, révèlent que seule la prime de taille est significativement différente de zéro. Le MEDAF explique, en moyenne, 9.72% des rentabilités. Quant au modèle à trois facteurs, il présente un pouvoir explicatif de 31.45%, en moyenne.

Au niveau de l'étude en coupe transversale, l'évolution des trois primes ; de marché, de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché ; a été analysée. La principale observation est relative aux fluctuations prononcées au cours des années quatre-vingt dix des trois primes. Par ailleurs, ces périodes difficiles du marché financier, se caractérisant par une prime de marché négative, coïncident avec une prime de taille positive. En d'autres termes, le différentiel de rentabilité entre petites et grandes entreprises est plus prononcé quand le marché financier est en crise dans son ensemble.

Enfin, l'effet du mois de janvier a été, également, testé dans la présente étude. Le résultat de cette partie de l'analyse rejette l'effet du mois de janvier pour le cas français. Aussi bien les trois variables explicatives que les seize portefeuilles constitués, ne présentent pas des différences significatives dans les rentabilités moyennes du mois de janvier par rapport à celles des autres mois de l'année.

# Chapitre 4

## Expliquer les rentabilités des actions du marché français : covariance ou caractéristiques ?

### 4.1 Introduction

Ce chapitre<sup>1</sup> est consacré à la comparaison du pouvoir explicatif de deux modèles d'évaluation des actifs financiers dans le cas du marché français : le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) [74] d'une part et le modèle des "caractéristiques de l'entreprise" de Daniel et Titman (1997) [55] d'autre part. En effet, par opposition à Fama et French, Daniel et Titman présentent une interprétation différente de la relation entre le ratio valeur comptable sur valeur de marché et les rentabilités. En rejetant l'hypothèse de "facteurs de risque", ils soutiennent que les grandes entreprises, caractérisées souvent par un ratio valeur comptable sur valeur de marché faible, présentent des rentabilités faibles, qui ne correspondent pas nécessairement à un risque.

Au niveau de la présente étude empirique, une nouvelle extension des modèles

---

<sup>1</sup>Une version en anglais de ce chapitre intitulée "Explaining Cross-section Returns in France : Characteristics or Covariance?" a été présentée au 2003 Financial Management Association, 4-6 juin, Dublin et au congrès Forecasting Financial Markets, Juin 2003, Paris. Elle est publiée en cahier de recherche du CEREG [132].

d'évaluation des actifs financiers est développée. L'objectif recherché est, en effet, la détermination d'une ligne de démarcation entre deux modèles d'évaluation ayant fait preuve de robustesse empirique dans le cas du marché américain. C'est la première étude qui s'intéresse à la comparaison du modèle à trois facteurs et du modèle des caractéristiques de l'entreprise dans le cas du marché français. La méthodologie adoptée et les tests appliqués se fondent sur les études antérieures et notamment l'étude de Daniel and Titman (1997).

Dans la section suivante, les idées clés des deux modèles<sup>2</sup> sont présentées d'une manière succincte. La méthodologie et l'échantillon considéré sont exposés dans la deuxième partie de ce chapitre. Enfin, les sections trois et quatre résument les résultats obtenus et les conclusions à retenir.

## 4.2 Le modèle à trois facteurs et les caractéristiques de l'entreprise

Dans les études des modèles d'évaluation des actifs financiers, les auteurs intègrent les caractéristiques de l'entreprise de différentes manières. A titre d'exemple, dans l'étude de Lakonishok, Shleifer et Vishny (1994) [135], les auteurs classent les titres du NYSE et de l'AMEX selon quatre critères : le ratio valeur comptable sur valeur de marché (*book to market equity* ou  $BE/ME$ ), le ratio bénéfices sur cours (*earnings to price* ou  $E/P$ ), le ratio cash-flow sur cours (*cashflow to price* ou  $C/P$ ) et le niveau des ventes pour les cinq dernières années (*past five-year sales rank* ou  $5-Yr SR$ ). Ils parviennent à deux résultats distincts. Une relation positive entre la rentabilité moyenne et les trois variables  $BE/ME$ ,  $E/P$  et  $C/P$  et une relation négative entre la croissance des ventes passées et la rentabilité future. Les résultats trouvés sont confirmés par une étude similaire faite par Fama et French (1996) [77]

---

<sup>2</sup>Pour plus de détails, voir le chapitre 2.

sur les titres du NYSE, couvrant la période de juillet 1963 à décembre 1993.

Le rapprochement avec le modèle à trois facteurs peut être fait grâce à la variable *HML*. En effet, la division d'une variable comptable par une autre de marché donne une caractérisation de l'entreprise<sup>3</sup> directement liée à la variable *HML*. Et comme cette dernière est une variable indicatrice de la situation financière et économique, il est vraisemblable que les actions des grandes capitalisations sont caractérisées par des BE/ME, E/P et C/P faibles. Quant à la croissance des ventes, les entreprises ayant des performances passées élevées, présentent des rentabilités futures faibles (et inversement) et les régressions du modèle à trois facteurs des portefeuilles construits selon cette classification présentent des ordonnées à l'origine proches de zéro. Ce résultat est important puisque la variable relative aux ventes est la seule variable qui n'est pas une transformation du prix du marché.

Du fait que les variables BE/ME, E/P et C/P peuvent être corrélés, Lakonishok, Shleifer et Vishny (1994) [135] proposent de combiner la variable relative aux ventes d'une part et ces trois variables d'autre part. Le modèle à trois facteurs appliqué à cette double classification des portefeuilles, aboutit à des résultats similaires : les actions ayant des BE/ME, E/P et C/P faibles et une croissance élevée des ventes, présentent une rentabilité moyenne inférieure (et inversement).

Brennan, Chordia et Subrahmanyam (1997) [28] testent le pouvoir explicatif des variables liées aux caractéristiques de l'entreprise, en présence des facteurs de risque, sur les titres du NYSE. Ils considèrent un modèle selon la théorie d'arbitrage intégrant les cinq facteurs de risque de Connor et Korajczyk (1988). Ces facteurs de risque sont déterminés grâce à la technique des composantes principales. Quant aux variables représentant les caractéristiques de l'entreprise, elles sont au nombre de

<sup>3</sup>Frankel et Lee (1998) [83] soulignent l'importance de la valeur "fondamentale" de l'entreprise (V) déterminée par la technique d'évaluation d'Edwards-Bell-Ohlson. Ils précisent que le ratio V/P est un bon indicateur de long terme des rentabilités des actions. Toutefois, le risque du marché, le ratio *book to market* et la capitalisation boursière présentent un pouvoir explicatif limité.



neuf : la taille, le ratio valeur comptable sur valeur de marché, la différence *Bid-Ask*, le cours, le ratio dividendes sur cours (*dividend yield*), trois variables différentes pour les rentabilités passées (*lagged returns*) et le volume des transactions. Afin de contourner les inconvénients de la technique de construction de portefeuilles, les auteurs considèrent les rentabilités mensuelles des titres individuels comme variable dépendante. Leur conclusion allègue un pouvoir explicatif marginal de la plupart des variables liées aux caractéristiques de l'entreprise, une fois que ces dernières sont ajustées aux cinq facteurs de risque de Connor et Korajczyk (1988). Et plus particulièrement, le ratio valeur comptable sur valeur de marché est non significatif. Quant à l'effet taille, il est absorbé par le volume de transaction, qui à son tour est associé à la liquidité.

Daniel et Titman (1997) [55] présentent une interprétation différente de la relation entre le ratio valeur comptable sur valeur de marché et la rentabilité. Ils rejettent l'hypothèse de "facteur de risque" en faveur du modèle "des caractéristiques de l'entreprise" : à un faible ratio valeur comptable sur valeur de marché, une des caractéristiques des grandes entreprises, correspond une faible rentabilité. Cette rentabilité ne correspond pas nécessairement à un risque.

Afin de pouvoir distinguer le modèle des caractéristiques de l'entreprise de celui des facteurs de risque de Fama et French, Daniel et Titman avancent une métaphore. Ils se demandent pourquoi est ce que les personnes ayant des diplômes universitaires gagnent en moyenne plus que les autres personnes. Leur première hypothèse stipule que le fait d'avoir des diplômes augmente le pouvoir d'achat de la personne (*le modèle des caractéristiques de l'entreprise*). Selon une seconde hypothèse, seul le quotient intellectuel est évalué et les diplômes obtenus n'en sont qu'un indicateur (*le modèle des facteurs de risque*)<sup>4</sup>. Les auteurs démontrent la

<sup>4</sup>Daniel and Titman (1998) [56] : *We know that people with college degrees earn more. The question is why. One hypothesis (the characteristic model) might be that getting a degree enhances your earning power. An alternative hypothesis (the factor model) is that the degree doesn't add*

supériorité du premier modèle dans le cas des rentabilités des actions.

Concrètement, leur méthodologie consiste à tester trois hypothèses différentes. Les deux premières hypothèses entrent dans le cadre de la thèse des facteurs de risque avec variation ou non des primes de risque. Quant à la troisième, elle suppose la validation du modèle des caractéristiques de l'entreprise. Afin de différencier ces modèles, Daniel et Titman distinguent les entreprises à ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé mais ayant un comportement différent de leur classe de ratio valeur comptable sur valeur de marché. La forte corrélation entre les caractéristiques de l'entreprise et sa sensibilité aux facteurs de risque rend cette classification difficile à mener (*mais possible*).

D'une manière plus explicite, le test est le suivant :

- si le modèle des facteurs de risque est validé alors un titre à un ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé avec une sensibilité au facteur  $HML$  ( $\beta_{HML}$ ) faible devrait avoir une rentabilité moyenne faible ;
- si le modèle des facteurs de risque est rejeté en faveur du modèle des caractéristiques de l'entreprise, un titre à ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé devrait présenter une rentabilité espérée moyenne élevée, abstraction faite de sa sensibilité au facteur de risque.

Davis, Fama et French (2000) [60] démontrent que cette interprétation est spécifique à la période d'étude et confirment la solidité des résultats du modèle à trois facteurs. De même, Lewellen (1999) [137] corrobore la supériorité du modèle de Fama et French par rapport au modèle de Daniel et Titman dans l'explication des rentabilités des actions du marché américain.

Daniel, Titman et Wei (2001) ([57] et [58]) répliquent les tests de Daniel et Titman sur le marché japonais. Leurs résultats corroborent l'hypothèse des *anything; only IQ is valued. The reason that people with degrees earn more is that the degree proxies for their IQ.*"

caractéristiques des entreprises. Ces résultats contradictoires constituent l’une des motivations de ce travail qui offre un test “hors-échantillon” supplémentaire des deux modèles.

### 4.3 La covariance versus les caractéristiques

Le modèle à trois facteurs a été présenté en détails au niveau des chapitres 2 et 3. Cette section est consacrée au développement du modèle de Daniel et Titman (1997) [55]. Afin de montrer la supériorité de leur modèle sur celui de Fama et French, les deux auteurs procèdent à un premier classement selon les deux critères : la taille (trois groupes) et le ratio valeur comptable sur valeur de marché (trois groupes). Pour chacun des neuf portefeuilles constitués, ils font un deuxième classement selon les coefficients  $\beta_{HML}$ . Quarante cinq portefeuilles sont obtenus (neuf portefeuilles fois cinq classes). Ils calculent des coefficients  $\beta_{HML}$  sur une période de référence avant la date de constitution des portefeuilles et ils considèrent ces coefficients comme des estimateurs des coefficients  $\beta_{HML}$  futurs.

Si le modèle des caractéristiques de l’entreprise est validé, la régression de la rentabilité de ces portefeuilles selon la formulation du modèle de Fama et French devrait aboutir au résultat suivant : les ordonnées à l’origine ( $\alpha_i$ ) des portefeuilles à faible sensibilité au facteur *HML* ( $\beta_{HML}$ ) sont positives alors que celles des portefeuilles à sensibilité élevée au facteur *HML* ( $\beta_{HML}$ ) sont négatives. Daniel et Titman affirment que ce fût généralement le cas.

Afin de tester la significativité de la différence entre les  $\alpha_i$  des portefeuilles, les auteurs constituent deux autres types de portefeuilles :

- un portefeuille équilibré pour le coefficient  $\beta_{HML}$  (*factor balanced FB*) : il consiste dans l’achat du portefeuille de titres à ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé et à faible sensibilité au facteur *HML* ( $\beta_{HML}$ ) et la

- vente de portefeuille de titres à ratio valeur comptable sur valeur de marché faible et de même sensibilité au facteur  $HML$  ;
- un portefeuille équilibré pour la dimension caractéristique (*characteristic balanced CB*) : ce portefeuille a une sensibilité élevée au facteur  $HML$ . Il consiste dans l'achat et la vente, pour le même montant, de titres de la même classe de ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé, mais de sensibilités différentes au facteur  $HML$ .

Le comportement de ces portefeuilles, à montant d'investissement nul, diffère en fonction du modèle considéré. Selon le modèle des caractéristiques de l'entreprise, les rentabilités moyennes des portefeuilles  $CB$  sont nulles. Dans le cas du modèle des facteurs de risque, c'est plutôt les rentabilités moyennes du portefeuille  $FB$  qui ne sont pas significativement différentes de zéro. L'analyse de Daniel et Titman montre que la rentabilité moyenne du portefeuille  $CB$  est nulle et que son ordonnée à l'origine selon la régression du modèle à trois facteurs (le coefficient  $\alpha_i$ ) est positive. Quant au portefeuille  $FB$ , il présente une rentabilité moyenne positive. Ces résultats corroborent la thèse du modèle des caractéristiques de l'entreprise.

## 4.4 Les portefeuilles de taille, de ratio valeur comptable sur valeur de marché et de coefficient $HML$

### 4.4.1 L'échantillon et la méthodologie

La base de données à laquelle il est fait recours est celle présentée au niveau du chapitre précédent. Les statistiques descriptives des portefeuilles de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché ; ainsi que la méthodologie utilisée pour la constitution de ces portefeuilles y sont aussi détaillées. En effet, l'échantillon de

départ est composé de 636 titres du marché français. Au niveau de la présente section, la méthodologie pour la construction des portefeuilles de taille, de ratio valeur comptable sur valeur de marché et de coefficient *HML* est exposée.

Comme Daniel et Titman, les données ex-ante sont utilisées afin d'estimer les valeurs futures des coefficients *HML*. Les rentabilités mensuelles de chaque titre sont régressées sur les rentabilités des trois portefeuilles (marché, *HML* et *SMB*) pour la période des mois de -42 à -7 (trois ans), par rapport à la date de formation du portefeuille.

Aussi bien Daniel et Titman [55] que Fama, French et Davis [60], utilisent des portefeuilles spéciaux pour calculer les coefficients. Ils considèrent des pondérations constantes, du mois de juin  $t$ , pour le calcul des rentabilités de ces portefeuilles du mois -42 à -7. Néanmoins, Fama, French et Davis [60] mentionnent que l'utilisation des pondérations en capitalisation boursière variables pour les rentabilités des trois portefeuilles, dans l'estimation des coefficients pour chaque titre, n'a pas d'incidence sur les résultats.

Dans la présente étude, les portefeuilles des trois facteurs avec des pondérations en capitalisation boursière, variables chaque mois, sont utilisés pour l'estimation des coefficients.

Le nombre de titres ayant un classement taille, ratio valeur comptable sur valeur de marché et coefficient *HML* est de 410. La période couverte est de juillet 1980 à juin 2001 (21 ans). Le croisement des deux classements, faits indépendamment et simultanément, de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché, permet d'obtenir six portefeuilles. En effet, les titres sont groupés en deux classes de taille et trois classes de ratio valeur comptable sur valeur de marché<sup>5</sup>.

Chacun des six portefeuilles est divisé en deux sous-portefeuilles de coefficients

<sup>5</sup>La taille médiane et le ratio valeur comptable sur valeur de marché aux points de rupture 30% et 70% de l'ensemble de l'échantillon de départ (chapitre précédent) sont considérés pour classer les titres.

TAB. 4.1 – Statistiques descriptives des 12 portefeuilles de taille, de ratio valeur comptable sur valeur de marché et de coefficient *HML* : juillet 1980/juin 2001

L'échantillon est composé de 410 titres français. Les six portefeuilles de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché sont construits comme suit : les titres sont groupés selon le ratio valeur comptable sur valeur de marché de décembre ( $t - 1$ ) (trois classes) et la capitalisation de juin ( $t$ ) (deux classes). La base de données est extraite de Datastream. Chaque titre de ces six portefeuilles est ensuite classé dans un des deux groupes de coefficients *HML*. Comme Daniel et Titman, les informations ex-ante, observables, sont utilisées pour l'estimation des coefficients futurs de *HML*. Les rentabilités de chaque titre sont régressées sur les rentabilités des trois portefeuilles, (Marché, *HML* et *SMB*), pour la période du mois -42 à -7 ; par rapport à la date de formation des portefeuilles :  $R_i - R_f = \alpha_i + \beta_{Mkt}(R_{Mkt} - R_f) + \beta_{SMB}R_{SMB} + \beta_{HML}R_{HML}$ . Ce tableau regroupe le nombre moyen d'actions, la moyenne et l'écart-type des rentabilités en excès des 12 portefeuilles de taille, ratio valeur comptable sur valeur de marché et de coefficients *HML*, pour la période de juillet 1980 à juin 2001.

Ratio B/M	Taille	Classe de coefficient <i>HML</i>	
		Faible	Élevé
<b>Nombre moyen de titres</b>			
L	S	3.3	3.5
L	B	14.8	14.0
M	S	11.2	11.3
M	B	17.5	17.5
H	S	12.3	12.5
H	B	7.7	8.0
<b>Rentabilité mensuelle moyenne en excès (%)</b>			
L	S	1.56	1.14
L	B	1.16	0.97
M	S	1.26	1.28
M	B	0.79	1.09
H	S	3.41	2.08
H	B	1.32	1.61
<b>Écart-type des rentabilités mensuelles en excès</b>			
L	S	0.099	0.091
L	B	0.066	0.061
M	S	0.066	0.065
M	B	0.063	0.070
H	S	0.284	0.085
H	B	0.076	0.080

*HML*. Le choix de deux sous-portefeuilles, au lieu de cinq (Daniel et Titman [55]) ou encore trois (Fama, French et Davis [60]) portefeuilles de  $\beta_{hml}$  pour chaque groupe taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché s'explique par la recherche d'un plus grand nombre de titres par portefeuille.

Le nombre de portefeuilles obtenus à l'intersection des trois classements s'élève à douze. Ces portefeuilles regroupent au minimum un seul titre et au maximum 34 titres. Seuls neuf cas parmi 252 (douze portefeuilles fois vingt et un ans) présentent un seul titre.

Le tableau 4.1 résume quelques statistiques descriptives des douze portefeuilles. Pour le groupe des petites capitalisations, une relation inverse entre les rentabilités mensuelles moyennes en excès et le classement de coefficient *HML* est observée pour les deux groupes de ratio valeur comptable sur valeur de marché faible et élevé. En effet, pour ces classes, les portefeuilles à faible coefficient *HML* présentent, en moyenne, des rentabilités mensuelles en excès supérieures à celles des portefeuilles à coefficient élevé.

Dans le cas des grandes capitalisations, la relation inverse entre les rentabilités et le classement de coefficient *HML* n'est vérifiée que dans le cas des entreprises à faible ratio valeur comptable sur valeur de marché. Pour les deux autres classes de ratio moyen et élevé, c'est plutôt une relation positive entre les rentabilités moyennes mensuelles en excès et les coefficients ex-ante de *HML* qui est notée. En effet, la différence de rentabilité moyenne entre les portefeuilles à coefficients *HML*, élevé et faible, est de 0.3% par mois pour *MB* et de 0.29 % par mois pour *HB*.

Selon le modèle à trois facteurs, les portefeuilles à coefficient *HML* élevé devraient présenter une rentabilité moyenne supérieure à celle des portefeuilles à coefficient faible. Cependant, Daniel et Titman [55] avancent une explication différente à cette relation positive entre les rentabilités et les coefficients *HML*. Ils

TAB. 4.2 – La taille et le ratio valeur comptable sur valeur de marché moyens des portefeuilles

L'échantillon est composé de 410 titres français. Les titres sont groupés selon le ratio valeur comptable sur valeur de marché de décembre ( $t - 1$ ) (trois classes) et la capitalisation de juin ( $t$ ) (deux classes). Chaque titre de ces six portefeuilles est classé, ensuite, dans un des deux groupes de coefficients *HML*. Les informations ex-ante, observables, sont utilisées dans l'estimation des coefficients futurs de *HML*. Les rentabilités de chaque titre sont régressées sur les rentabilités des trois portefeuilles, (Marché, HML et SMB), pour la période du mois -42 à -7; par rapport à la date de formation des portefeuilles :  $R_i - R_f = \alpha_i + \beta_{Mkt}(R_{Mkt} - R_f) + \beta_{SMB}R_{SMB} + \beta_{HML}R_{HML}$ . A chaque date de formation des portefeuilles, la taille et le ratio valeur comptable sur valeur de marché de chaque portefeuille sont calculés avec des pondérations par les capitalisations :

$$\overline{SZ}_t = \frac{1}{\sum_i ME_{i,t}} \sum_i ME_{i,t}^2$$

$$\overline{BM}_t = \frac{1}{\sum_i ME_{i,t}} \sum_i ME_{i,t} BM_{i,t}.$$

Ensuite, ils sont divisés par les valeurs médianes correspondantes (de l'ensemble de l'échantillon). Enfin, les moyennes des deux séries des valeurs sont calculées pour obtenir les chiffres présentés ci-dessous.

Ratio B/M	Taille	Classement de coefficient	
		Faible	Élevé
<b><i>Ratio valeur comptable/valeur de marché par rapport à la médiane</i></b>			
L	S	0.340	0.472
L	B	0.370	0.410
M	S	1.067	1.099
M	B	0.956	1.028
H	S	2.447	2.798
H	B	2.475	2.676
<b><i>Capitalisation par rapport à la médiane</i></b>			
L	S	0.699	0.651
L	B	29.946	26.853
M	S	0.620	0.654
M	B	17.078	36.235
H	S	0.551	0.548
H	B	9.434	19.562



stipulent qu'il est probable qu'en groupant les titres selon le coefficient *HML*, les variations du ratio valeur comptable sur valeur de marché sont reprises.

Sur la base des valeurs moyennes du ratio valeur comptable sur valeur de marché et de la taille de chacun des douze portefeuilles, cette éventualité a été examinée. A chaque date de formation des portefeuilles, le ratio moyen et la taille moyenne par rapport aux valeurs médianes de l'ensemble de l'échantillon sont calculés (voir tableau 4.2).

Comme Daniel et Titman, une relative covariation entre le ratio valeur comptable sur valeur de marché moyen et le coefficient *HML* a été décelée. En effet, pour chaque groupe de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché, la valeur du ratio moyen par rapport à la médiane est plus élevée pour le classement de coefficient *HML* élevé par comparaison à celle du coefficient faible. Quant à la taille calculée par rapport à la médiane, les valeurs présentées dans le tableau 4.2 n'expriment pas une relation particulière avec le classement de coefficient *HML*. Néanmoins, les résultats des tableaux 4.1 et 4.2 montrent que pour chaque groupe de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché, le portefeuille présentant la capitalisation moyenne par rapport à la médiane la plus élevée, enregistre la rentabilité mensuelle moyenne en excès la plus élevée.

En définitive, la relation positive entre les rentabilités mensuelles moyennes en excès et les coefficients *HML* a été réfutée lors de l'analyse menée. Cette observation exclut l'explication fondée sur la relation entre les caractéristiques des portefeuilles (ratio valeur comptable sur valeur de marché) et les coefficients *HML*. L'absence de relation entre le classement de coefficient *HML* et les rentabilités suppose que ces coefficients, calculés au cours de la période d'estimation (trois ans avant la date de formation des portefeuilles), constituent de bons estimateurs des coefficients après la date de formation des portefeuilles.

Les régressions, en séries temporelles du modèle à trois facteurs pour les douze

TAB. 4.3 – Régressions des portefeuilles de taille, de ratio valeur comptable sur valeur de marché et de coefficient *HML* : juillet 1980/juin 2001

Au mois de juin  $t$ , les titres sont classés en deux groupes de taille (petite S et grande B) sur la base de leurs capitalisations boursières. D'une manière indépendante et simultanée, ils sont groupés dans trois classes de ratio valeur comptable sur valeur de marché (faible L, moyen M et élevé H). Six portefeuilles (LS, LB, MS, MB, HS et HB) sont obtenus. Chacun de ces derniers est divisé en deux sous-portefeuilles (faible l et élevé h) sur la base des coefficients *HML*. Dans ce tableau, les coefficients, leurs  $t$ -statistiques (corrigés de l'hétéroscédasticité des erreurs par la matrice de White), le  $R^2$  ajusté et la statistique de Durbin-Watson de la régression suivante, sont présentés :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + s_iSMB + h_iHML + \epsilon_i.$$

	$\alpha$	$\beta$	s	h	$R^2$ ajusté	DW
LSl	0.000 (0.007)	0.815 (9.251)	0.725 (3.281)	0.029 (0.146)	0.311	1.992
LS <sub>h</sub>	-0.000 (-0.152)	0.803 (9.297)	0.432 (3.674)	-0.134 (-1.152)	0.289	2.003
LB <sub>l</sub>	0.000 (0.485)	1.017 (29.117)	-0.001 (-0.016)	-0.108 (-1.746)	0.843	1.938
LB <sub>h</sub>	0.000 (0.387)	0.904 (25.878)	-0.092 (-2.029)	-0.036 (-1.028)	0.804	1.951
MS <sub>l</sub>	0.000 (0.109)	0.769 (13.110)	0.379 (3.011)	0.094 (0.803)	0.531	1.747
MS <sub>h</sub>	0.001 (0.518)	0.759 (11.865)	0.274 (1.960)	0.093 (0.716)	0.510	1.911
MB <sub>l</sub>	-0.003 (-1.732)	0.944 (20.945)	0.081 (1.637)	-0.048 (-1.113)	0.781	2.176
MB <sub>h</sub>	0.000 (0.184)	1.006 (21.688)	-0.099 (-1.845)	0.029 (0.686)	0.758	2.123
HS <sub>l</sub>	-0.021 (-2.213)	1.497 (5.845)	3.004 (4.087)	2.799 (3.846)	0.778	1.952
HS <sub>h</sub>	0.005 (1.406)	1.009 (9.369)	0.427 (1.783)	0.150 (0.659)	0.547	2.162
HB <sub>l</sub>	0.002 (0.698)	0.985 (17.786)	-0.085 (-0.866)	0.207 (2.382)	0.644	1.967
HB <sub>h</sub>	0.006 (2.006)	0.894 (13.971)	-0.257 (-2.537)	0.461 (5.270)	0.619	2.137

portefeuilles tests, sont groupées au niveau du tableau 4.3. Les observations les plus importantes sont résumées dans les points suivants.

Le  $\beta$  de marché demeure le facteur de risque le plus significatif avec des  $t$ -statistiques supérieurs à cinq. Les trois portefeuilles de marché,  $SMB$  et  $HML$  expliquent en moyenne 61.7% de la variation temporelle des rentabilités des portefeuilles considérés. En effet, les coefficients de détermination ( $R^2$ ) ajustés sont compris entre 28.9% et 84.3%.

Par ailleurs, les coefficients  $HML$  sont liés au classement du ratio valeur comptable sur valeur de marché. Pour chaque groupe de taille et de coefficient  $HML$ , les coefficients  $h_i$  augmentent en passant de la classe à ratio faible à celle à ratio élevé. Toutefois, ils ne sont significativement différents de zéro que dans trois cas.

De même, les coefficients  $SMB$  sont liés au classement de taille. Dans chaque classe de ratio valeur comptable sur valeur de marché et de coefficient  $HML$ , les coefficients  $s_i$  des petites capitalisations sont supérieurs à ceux des grandes capitalisations. Ils sont significativement différents de zéro dans six régressions sur douze.

Le tableau 4.3 montre également que les coefficients  $HML$  reproduisent le même ordre de classement que les coefficients  $HML$  calculés sur une période de trois ans avant la date de formation des portefeuilles seulement dans trois cas ( $LB$ ,  $MB$  et  $HB$ ). De ce fait, ces dernières peuvent être considérées comme de bons estimateurs de ces premières dans le seul cas des grandes capitalisations. En effet, pour la classe des grandes entreprises et quelque soit le groupe de ratio valeur comptable sur valeur de marché, le coefficient  $HML$  ( $h_i$ ) est supérieur pour les portefeuilles à coefficient  $HML$  élevé par rapport à celui des portefeuilles à faible coefficient  $HML$ .

Le modèle à trois facteurs prévoit que les ordonnées à l'origine des régressions ne sont pas significativement différentes de zéro. Les  $t$ -statistiques de dix ordonnées

à l'origine sont inférieurs, en valeur absolue, à deux. Cette observation est en faveur du modèle des facteurs de risque.

Enfin, le modèle des caractéristiques de l'entreprise prédit que les ordonnées à l'origine des portefeuilles à coefficients *HML* faibles doivent être positives et celles des portefeuilles à coefficients *HML* élevés doivent être négatives. Cette prédiction n'a pas été confirmée par les résultats de l'étude réalisée.

#### 4.4.2 Les régressions des portefeuilles “caractéristiques-neutre”

Comme Daniel et Titman [55], le test formel du modèle à trois facteurs par rapport au modèle des caractéristiques de l'entreprise envisagé lors de la présente analyse est fondé sur les ordonnées à l'origine des régressions des rentabilités des portefeuilles “caractéristiques-neutre” ou encore  $(h - l)$  sur les rentabilités des trois portefeuilles de facteurs de risque, marché, *HML* et *SMB*. Ainsi, la version des portefeuilles “caractéristiques-neutre” retenue est celle de la différence des rentabilités des portefeuilles à coefficients *HML* élevé et faible de chaque classe de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché. Six portefeuilles de ce type sont ainsi formés.

Une comparaison du modèle de Fama et French à celui de Daniel et Titman par rapport à deux prédictions majeures ; celle concernant les ordonnées à l'origine des régressions et celle s'intéressant aux rentabilités moyennes des portefeuilles “caractéristiques-neutre” ; est alors effectuée. En effet, selon le modèle des caractéristiques de l'entreprise, les ordonnées à l'origine des régressions des rentabilités des portefeuilles “caractéristiques-neutre”  $(h - l)$  sur les trois facteurs doivent être négatives. Quant à l'hypothèse alternative, à savoir le modèle des facteurs de risque, ces coefficients ne doivent pas être significativement différents de zéro : les trois facteurs de risque expliquent *bien* les rentabilités de tous les titres.

En ce qui concerne la deuxième prédiction, Daniel et Titman avancent que

TAB. 4.4 – Statistiques descriptives des rentabilités mensuelles des portefeuilles “caractéristiques-neutre” : juillet 1980/juin 2001

Les portefeuilles sont formés à partir de trois classements ; taille, ratio valeur comptable sur valeur de marché et coefficient *HML* (voir tableau 4.3). La version du portefeuille (*h-l*) retenue est celle de la différence des rentabilités des portefeuilles à coefficients *HML* élevé et faible de chaque classe de portefeuilles de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché. Les rentabilités mensuelles moyennes, leurs écart-types et leurs *t*-statistiques du test d'égalité à zéro (avec les probabilités correspondantes) des six portefeuilles “caractéristiques-neutre” sont présentés dans ce tableau.

	<i>Rentabilité mensuelle</i>			
	Moyenne	Écart-type	<i>t</i> -statistique	Probabilité
LS( <i>h-l</i> )	-0.004	0.114	-0.579	0.562
LB( <i>h-l</i> )	-0.001	0.040	-0.741	0.459
MS( <i>h-l</i> )	0.000	0.057	0.050	0.960
MB( <i>h-l</i> )	0.002	0.048	0.964	0.335
HS( <i>h-l</i> )	-0.013	0.280	-0.755	0.450
HB( <i>h-l</i> )	0.002	0.070	0.668	0.504

la composition même des portefeuilles “caractéristiques-neutre” (achat et vente de titres de même caractéristiques) permet de prévoir des rentabilités moyennes qui ne sont pas significativement différentes de zéro. Toutefois, selon le modèle à trois facteurs, ces rentabilités doivent être positives. L’explication réside dans le fait que les portefeuilles “caractéristiques-neutre” présentent des coefficients *HML* élevés. Les résultats aussi bien des rentabilités moyennes que des régressions des portefeuilles “caractéristiques-neutre” sont exposés dans les tableaux 4.4 et 4.5.

Les rentabilités mensuelles moyennes des six portefeuilles “caractéristiques-neutre”, présentées dans le tableau 4.4, montrent que trois des six portefeuilles ont des rentabilités moyennes positives. En plus, toutes les rentabilités ne sont pas significativement différentes de zéro (les *t*-statistiques sont inférieurs à deux). En d’autres termes, ces observations ne permettent pas de rejeter le modèle des caractéristiques de l’entreprise.

Néanmoins, le tableau 4.5 montre bien que cinq des six ordonnées à l’origine des régressions en séries temporelles des rentabilités mensuelles des six portefeuilles “caractéristiques-neutre” présentent des *t*-statistiques inférieurs à deux. Ces résultats sont cohérents avec le modèle des facteurs de risque. Toutefois, à cause du fait que la prime de risque relative au ratio valeur comptable sur valeur de marché et représentée par le portefeuille *HML*, pour la période s’étalant de juillet 1980 à juin 2001, est de 0.45% par mois avec un *t*-statistique de 1.189, une ligne de partage entre les deux modèles est difficile à tracer.

TAB. 4.5 – Régressions en séries temporelles des rentabilités mensuelles des portefeuilles “caractéristiques-neutre” : juillet 1980/juin 2001

Les portefeuilles sont formés à partir de trois classements ; taille, ratio valeur comptable sur valeur de marché et coefficient *HML* (voir tableau 4.3). La version du portefeuille (*h-l*) retenue est celle de la différence des rentabilités des portefeuilles à coefficients *HML* élevé et faible de chaque classe de portefeuilles de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché. Ce tableau regroupe les coefficients, leurs *t*-statistiques (corrigés de l’hétéroscédasticité des erreurs par la matrice de White), les coefficients de détermination ( $R^2$ ) ajustés et la statistique de Durbin-Watson de la régression suivante :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + s_iSMB + h_iHML + \epsilon_i.$$

	$\alpha$	$\beta$	s	h	$R^2$ ajusté	DW
LS(h-l)	-0.000 (-0.106)	-0.012 (-0.112)	-0.293 (-1.305)	-0.163 (-0.714)	0.013	2.162
LB(h-l)	-0.000 (-0.054)	-0.112 (-2.200)	-0.091 (-1.501)	0.072 (1.310)	0.029	1.961
MS(h-l)	0.001 (0.325)	-0.010 (-0.152)	-0.104 (-1.703)	-0.001 (-0.026)	-0.004	2.046
MB(h-l)	0.003 (1.154)	0.062 (0.978)	-0.180 (-2.769)	0.078 (1.548)	0.032	2.181
HS(h-l)	0.026 (2.107)	-0.487 (-1.386)	-2.576 (-2.686)	-2.649 (-2.802)	0.599	2.026
HB(h-l)	0.004 (1.029)	-0.090 (-1.008)	-0.172 (-1.297)	0.254 (2.353)	0.041	2.068

## 4.5 Les portefeuilles de taille, de ratio valeur comptable sur valeur de marché et de coefficient *SMB*

La méthodologie présentée au niveau de la section précédente est reprise à ce niveau pour la construction des portefeuilles. Le classement selon les coefficients *HML* est remplacé par celui des coefficients *SMB*. Les ordonnées à l'origine, les coefficients et leurs *t*-statistiques (corrigés de l'hétéroscédasticité des erreurs par la matrice de White) des régressions en séries temporelles des rentabilités mensuelles des douze portefeuilles de taille, de ratio valeur comptable sur valeur de marché et de coefficient *SMB*, selon le modèle à trois facteurs, sont groupés dans le tableau 4.6.

Les tableaux 4.7 et 4.8 récapitulent les statistiques descriptives et les résultats des régressions en séries temporelles des rentabilités mensuelles des six portefeuilles "caractéristiques-neutre".

Étant donné qu'une ligne de partage entre les deux modèles, facteurs de risque et caractéristiques de l'entreprise, est tributaire de la valeur de la prime de risque du portefeuille qui servira pour le classement de coefficient, il s'agit alors d'observer le portefeuille *SMB*. Sur la période s'étalant de juillet 1980 à juin 2001, la prime de risque relative à la taille est égale à 0.88% par mois avec un *t*-statistique de 2.974.

Une première remarque peut être formulée concernant les coefficients *SMB*, obtenus après la date de formation des portefeuilles. En effet, ces coefficients reproduisent le même ordre de classement que les coefficients, calculés sur la période d'estimation de trois ans, dans quatre cas sur six. Pour chaque groupe de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché (sauf *LS* et *HS*), le coefficient



$SMB (s_i)$  est supérieur pour le portefeuille regroupant les titres ayant les coefficients  $SMB$  ex-ante élevés par rapport à celui du portefeuille à coefficient  $SMB$  faible. Les coefficients calculés ex-ante ne sont considérés comme de bons estimateurs des coefficients ex-post que dans le cas des grandes capitalisations ; comme ce fut le cas avec les coefficients  $HML$ .

Un deuxième point peut être relevé concernant les coefficients  $HML (h_i)$ . En effet, pour chaque classe de taille et de coefficient  $SMB$ , les coefficients  $h_i$  sont supérieurs pour les portefeuilles à ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé par rapport à ceux des portefeuilles à faible ratio. Les coefficients du portefeuille  $HML$  sont en relation avec le ratio valeur comptable sur valeur de marché. Quant aux coefficients du portefeuilles  $SMB (s_i)$ , ils sont en relation avec la taille. Pour un même groupe de ratio valeur comptable sur valeur de marché et de coefficient ex-ante  $SMB$ , ces coefficients sont supérieurs pour les petites capitalisations par rapport à ceux des grandes capitalisations.

Enfin, les résultats du tableau 4.6 montrent que les ordonnées à l'origine des régressions en séries temporelles des douze portefeuilles ne sont pas significativement différentes de zéro dans onze cas. Par ailleurs, les coefficients  $\beta_i$  et  $s_i$  présentent des  $t$ -statistiques significatifs. La valeur moyenne des coefficients de détermination  $R^2$  ajustés est égale à 60.8%. La variation temporelle des rentabilités des trois portefeuilles ; et plus particulièrement le portefeuille de marché et  $SMB$  ; explique celle des rentabilités des douze portefeuilles considérés.

Les rentabilités mensuelles moyennes des six portefeuilles “caractéristiques-neutre” telles que résumées au niveau du tableau 4.7, ne sont pas significativement différentes de zéro. Leurs  $t$ -statistiques sont inférieurs à deux. Ces observations ne permettent pas de rejeter le modèle des caractéristiques de l'entreprise.

Les régressions des rentabilités des portefeuilles “caractéristiques-neutre” sont groupées dans le tableau 4.8. Selon le modèle des caractéristiques de l'entreprise,

TAB. 4.6 – Régressions des portefeuilles de taille, de ratio valeur comptable sur valeur de marché et de coefficient *SMB* : juillet 1980/juin 2001

Au mois de juin  $t$ , les titres sont classés en deux groupes de taille (petite S et grande B) sur la base de leurs capitalisations boursières. D'une manière indépendante et simultanée, ils sont groupés dans trois classes de ratio valeur comptable sur valeur de marché (faible L, moyen M et élevé H). Six portefeuilles (LS, LB, MS, MB, HS et HB) sont obtenus. Chacun de ces derniers est divisé en deux sous-portefeuilles (faible l et élevé h) sur la base des coefficients *SMB*. Dans ce tableau, les coefficients, leurs  $t$ -statistiques (corrigés de l'hétéroscédasticité des erreurs par la matrice de White), le  $R^2$  ajusté et la statistique de Durbin-Watson de la régression suivante, sont présentés :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + s_iSMB + h_iHML + \epsilon_i.$$

	$\alpha$	$\beta$	s	h	$R^2$ ajusté	DW
LSl	0.004 (0.972)	0.784 (8.286)	0.538 (3.013)	-0.141 (-0.821)	0.230	1.948
LS <sub>h</sub>	-0.004 (-1.079)	0.802 (10.015)	0.512 (4.555)	0.062 (0.786)	0.355	1.978
LB <sub>l</sub>	0.002 (1.609)	0.922 (32.258)	-0.125 (-2.370)	0.009 (0.214)	0.847	2.102
LB <sub>h</sub>	-0.003 (-1.643)	1.007 (22.300)	0.272 (4.091)	-0.324 (-5.825)	0.783	2.057
MS <sub>l</sub>	0.000 (0.135)	0.753 (10.289)	0.372 (2.883)	0.123 (1.067)	0.445	2.034
MS <sub>h</sub>	0.001 (0.618)	0.772 (13.197)	0.316 (2.274)	0.082 (0.619)	0.515	1.872
MB <sub>l</sub>	-0.002 (-1.211)	1.017 (22.984)	-0.098 (-2.317)	0.008 (0.260)	0.828	2.132
MB <sub>h</sub>	-0.000 (-0.388)	0.863 (16.229)	0.054 (0.614)	0.031 (0.410)	0.682	1.861
HS <sub>l</sub>	-0.017 (-2.393)	1.389 (7.417)	2.391 (4.515)	2.292 (4.376)	0.810	1.916
HS <sub>h</sub>	0.005 (1.469)	1.017 (9.363)	0.474 (1.965)	0.091 (0.400)	0.566	1.904
HB <sub>l</sub>	0.002 (0.989)	0.867 (13.503)	-0.385 (-3.436)	0.499 (5.013)	0.644	2.231
HB <sub>h</sub>	0.003 (1.223)	1.009 (13.154)	0.134 (1.177)	0.123 (1.175)	0.607	2.061

TAB. 4.7 – Statistiques descriptives des rentabilités mensuelles des portefeuilles “caractéristiques-neutre” : juillet 1980/juin 2001

Les portefeuilles sont formés à partir de trois classements ; taille, ratio valeur comptable sur valeur de marché et coefficient *SMB* (voir tableau 4.6). La version du portefeuille (*h-l*) retenue est celle de la différence des rentabilités des portefeuilles à coefficients *SMB* élevé et faible de chaque classe de portefeuilles de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché. Les rentabilités mensuelles moyennes, leurs écart-types et leurs *t*-statistiques du test d'égalité à zéro (avec les probabilités correspondantes) des six portefeuilles “caractéristiques-neutre” sont présentés dans ce tableau.

	<i>Rentabilité mensuelle</i>			
	Moyenne	Écart-type	<i>t</i> -statistique	Probabilité
LS( <i>h-l</i> )	-0.008	0.113	-1.207	0.228
LB( <i>h-l</i> )	-0.003	0.050	-0.949	0.343
MS( <i>h-l</i> )	0.001	0.065	0.246	0.805
MB( <i>h-l</i> )	0.001	0.046	0.359	0.719
HS( <i>h-l</i> )	-0.008	0.226	-0.577	0.563
HB( <i>h-l</i> )	0.005	0.075	1.095	0.274

TAB. 4.8 – Régressions en séries temporelles des rentabilités mensuelles des portefeuilles “caractéristiques-neutre” : juillet 1980/juin 2001

Les portefeuilles sont formés à partir de trois classements ; taille, ratio valeur comptable sur valeur de marché et coefficient *SMB* (voir tableau 4.6). La version du portefeuille (*h-l*) retenue est celle de la différence des rentabilités des portefeuilles à coefficients *SMB* élevé et faible de chaque classe de portefeuilles de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché. Ce tableau regroupe les coefficients, leurs *t*-statistiques (corrigés de l’hétéroscédasticité des erreurs par la matrice de White), les coefficients de détermination ( $R^2$ ) ajustés et la statistique de Durbin-Watson de la régression suivante :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + s_iSMB + h_iHML + \epsilon_i.$$

	$\alpha$	$\beta$	s	h	$R^2$ ajusté	DW
LS(h-l)	-0.009 (-1.426)	0.017 (0.166)	-0.026 (-0.152)	0.203 (1.209)	-0.000	2.055
LB(h-l)	-0.005 (-2.093)	0.085 (1.467)	0.397 (4.476)	-0.333 (-4.698)	0.230	2.210
MS(h-l)	0.001 (0.340)	0.018 (0.248)	-0.055 (-0.784)	-0.040 (-0.867)	-0.008	2.190
MB(h-l)	0.001 (0.422)	-0.153 (-2.342)	0.153 (1.741)	0.022 (0.320)	0.062	1.912
HS(h-l)	0.022 (2.234)	-0.371 (-1.307)	-1.916 (-2.532)	-2.201 (-2.962)	0.584	1.909
HB(h-l)	0.000 (0.177)	0.142 (1.285)	0.520 (3.544)	-0.376 (-3.008)	0.151	2.319

les ordonnées à l'origine de ces régressions doivent être négatives. Seules les deux ordonnées à l'origine des régressions  $LS(h-l)$  et  $LB(h-l)$  sont négatives avec respectivement -1.426 et -2.093 comme  $t$ -statistique. Quatre ordonnées sur six ne sont pas significativement différentes de zéro. Ce résultat corrobore l'hypothèse des facteurs de risque.

## 4.6 Les portefeuilles de taille, de ratio valeur comptable sur valeur de marché et de $\beta$

Les résultats des tableaux 4.9, 4.10 et 4.11 sont obtenus selon la même démarche présentée dans les deux sections précédentes. La seule différence réside dans le fait que le classement des titres est fondé sur les  $\beta$  de marché au lieu des coefficients  $HML$  et  $SMB$ . Sur la période d'étude (de juillet 1980 à juin 2001), la prime de risque du marché est égale à 1.11% par mois avec un  $t$ -statistique de 2.937. Dans le tableau 4.9, les résultats des régressions en séries temporelles des rentabilités des douze portefeuilles de taille, de ratio valeur comptable sur valeur de marché et de coefficient  $\beta$  sont exposés.

A deux exceptions près (les portefeuilles MBh et MBl), les  $\beta$ s du marché, obtenus après la date de formation des portefeuilles, reproduisent le même ordre de classement que ceux calculés sur une période de trois ans avant cette date. En effet, pour chaque groupe de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché, le coefficient  $\beta$  est supérieur pour le portefeuille regroupant les titres ayant les  $\beta$ s ex-ante élevés par rapport à celui du portefeuille à  $\beta$  faible : les coefficients calculés ex-ante peuvent être considérés comme des estimateurs des coefficients ex-post.

Par ailleurs, la relation entre les coefficients du portefeuille  $HML$  et le classement du ratio valeur comptable sur valeur de marché est avérée. En effet, pour

chaque classe de taille et de coefficient  $\beta$ , les coefficients  $h_i$  sont supérieurs pour les portefeuilles à ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé par rapport à ceux des portefeuilles à ratio faible. Ils passent de valeurs positives à des valeurs négatives.

De même, et en ce qui concerne les coefficients du portefeuille  $SMB (s_i)$ , ils sont supérieurs pour les petites capitalisations par rapport aux grandes capitalisations, et ce pour un même groupe de ratio valeur comptable sur valeur de marché et de coefficient  $\beta$ . Les coefficients  $s_i$  sont en relation avec la taille.

Enfin, quelques observations supplémentaires concernant les résultats des régressions en séries temporelles des rentabilités des douze portefeuilles selon le modèle à trois facteurs, reportés dans le tableau 4.9, s'imposent. Les ordonnées à l'origine ne sont significativement différentes de zéro que dans deux cas. Par ailleurs, les coefficients des portefeuilles de marché et  $SMB$  présentent des  $t$ -statistiques significatifs. Le coefficient de détermination  $R^2$  ajusté moyen est égal à 59.8%. L'ensemble de ces résultats ne permet pas de rejeter l'hypothèse du modèle à trois facteurs.

Le tableau 4.10 regroupe quelques statistiques descriptives des rentabilités mensuelles des six portefeuilles "caractéristiques-neutre". Ayant des  $t$ -statistiques inférieurs à deux, les rentabilités moyennes des ces portefeuilles ne sont pas significativement différentes de zéro. En d'autres termes, ces observations confirment la prédiction du modèle des caractéristiques de l'entreprise. Ce dernier modèle ne peut être rejeté.

Les résultats du tableau 4.11 sont relatifs aux régressions des rentabilités des portefeuilles "caractéristiques-neutre". Les ordonnées à l'origine sont négatives avec des  $t$ -statistiques relativement faibles. Selon le modèle des caractéristiques de l'entreprise, ces ordonnées doivent être négatives et significativement différentes de zéro. Sur la base du signe, ces résultats corroborent le modèle des caractéristiques

TAB. 4.9 – Régressions des portefeuilles de taille, de ratio valeur comptable sur valeur de marché et de coefficient  $\beta$  : juillet 1980/juin 2001

Au mois de juin de chaque année  $t$ , les titres sont classés en deux groupes de taille (petite S et grande B) sur la base de leurs capitalisations boursières. D'une manière indépendante et simultanée, ils sont groupés dans trois classes de ratio valeur comptable sur valeur de marché (faible L, moyen M et élevé H). Six portefeuilles (LS, LB, MS, MB, HS et HB) sont obtenus. Chacun de ces derniers est divisé en deux sous-portefeuilles (faible l et élevé h) sur la base des coefficients  $\beta$ . Dans ce tableau, les coefficients, leurs  $t$ -statistiques (corrigés de l'hétéroscédasticité des erreurs par la matrice de White), le  $R^2$  ajusté et la statistique de Durbin-Watson de la régression suivante, sont présentés :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + s_iSMB + h_iHML + \epsilon_i.$$

	$\alpha$	$\beta$	s	h	$R^2$ ajusté	DW
LSl	0.005 (1.067)	0.626 (6.567)	0.397 (2.825)	-0.078 (-0.583)	0.163	2.061
LSH	-0.003 (-0.847)	0.925 (10.764)	0.677 (3.566)	-0.052 (-0.304)	0.366	1.860
LB l	0.001 (1.012)	0.904 (25.750)	-0.059 (-1.031)	-0.012 (-0.255)	0.807	1.945
LB h	-0.000 (-0.165)	0.983 (20.402)	-0.039 (-0.760)	-0.108 (-2.480)	0.803	2.076
MSl	0.004 (1.293)	0.717 (12.155)	0.359 (3.225)	0.121 (1.138)	0.481	2.032
MSH	-0.000 (-0.094)	0.815 (12.992)	0.315 (2.097)	0.065 (0.468)	0.543	1.670
MB l	-0.001 (-0.713)	0.988 (20.291)	-0.107 (-2.220)	0.046 (1.235)	0.765	2.102
MB h	-0.001 (-0.608)	0.977 (24.994)	0.015 (0.279)	-0.029 (-0.628)	0.808	2.107
HS l	0.006 (1.652)	0.797 (7.919)	0.361 (1.695)	0.154 (0.750)	0.441	2.003
HS h	-0.016 (-2.239)	1.545 (8.311)	2.552 (4.803)	2.289 (4.344)	0.824	1.966
HB l	0.007 (2.674)	0.891 (9.987)	0.073 (0.799)	0.265 (3.700)	0.539	2.104
HB h	0.001 (0.451)	0.989 (14.591)	-0.335 (-2.730)	0.378 (3.334)	0.645	2.232

TAB. 4.10 – Statistiques descriptives des rentabilités mensuelles des portefeuilles “caractéristiques-neutre” : juillet 1980/juin 2001

Les portefeuilles sont formés à partir de trois classements ; taille, ratio valeur comptable sur valeur de marché et coefficient  $\beta$  (voir tableau 4.9). La version du portefeuille ( $h - l$ ) retenue est celle de la différence des rentabilités des portefeuilles à coefficients  $\beta$  élevé et faible de chaque classe de portefeuilles de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché. Les rentabilités mensuelles moyennes, leurs écart-types et leurs  $t$ -statistiques du test d'égalité à zéro (avec les probabilités correspondantes) des six portefeuilles “caractéristiques-neutre” sont présentés dans ce tableau.

	<i>Rentabilité mensuelle</i>			
	Moyenne	Écart-type	$t$ -statistique	Probabilité
LS(h-l)	-0.003	0.118	-0.444	0.656
LB(h-l)	-0.001	0.042	-0.533	0.594
MS(h-l)	-0.003	0.059	-1.043	0.297
MB(h-l)	0.001	0.042	0.379	0.704
HS(h-l)	0.014	0.229	1.031	0.303
HB(h-l)	-0.008	0.078	-1.693	0.091



TAB. 4.11 – Régressions en séries temporelles des rentabilités mensuelles des portefeuilles “caractéristiques-neutre” : juillet 1980/juin 2001

Les portefeuilles sont formés à partir de trois classements ; taille, ratio valeur comptable sur valeur de marché et coefficient  $\beta$  (voir tableau 4.9). La version du portefeuille ( $h-l$ ) retenue est celle de la différence des rentabilités des portefeuilles à coefficients  $\beta$  élevé et faible de chaque classe de portefeuilles de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché. Ce tableau regroupe les coefficients, leurs  $t$ -statistiques (corrigés de l'hétéroscédasticité des erreurs par la matrice de White), les coefficients de détermination ( $R^2$ ) ajustés et la statistique de Durbin-Watson de la régression suivante :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + s_iSMB + h_iHML + \epsilon_i.$$

	$\alpha$	$\beta$	s	h	$R^2$ ajusté	DW
LS(h-l)	-0.009 (-1.360)	0.298 (2.765)	0.279 (1.428)	0.026 (0.133)	0.020	2.103
LB(h-l)	-0.002 (-0.716)	0.079 (1.151)	0.019 (0.317)	-0.095 (-1.850)	0.016	2.082
MS(h-l)	-0.004 (-1.141)	0.098 (1.465)	-0.043 (-0.566)	-0.055 (-0.836)	0.003	2.044
MB(h-l)	0.000 (0.140)	-0.010 (-0.202)	0.123 (2.049)	-0.076 (-1.829)	0.013	2.139
HS(h-l)	-0.022 (-2.217)	0.747 (2.731)	2.191 (2.996)	2.135 (2.949)	0.626	2.006
HB(h-l)	-0.006 (-1.468)	0.098 (0.746)	-0.408 (-3.121)	0.112 (1.139)	0.060	2.287

de l'entreprise. Néanmoins, la non-significativité de ces ordonnées ne permet pas de rejeter le modèle à trois facteurs.

## 4.7 Conclusion

Ce quatrième chapitre a été consacré au test du modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) et du modèle de Daniel et Titman (1997). Le premier modèle se fonde sur l'hypothèse de facteur(s) de risque. Quant au deuxième modèle, il privilégie l'hypothèse des caractéristiques de l'entreprise. Afin de mener la comparaison entre les deux hypothèses, le choix de la méthodologie déployée a porté sur la méthode de Daniel et Titman pour la construction des portefeuilles tests (ou encore les portefeuilles "caractéristiques-neutre").

En effet, un triple classement des titres a été mené dans cette étude. Outre les classements de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché, un groupement des titres a été fait sur la base des coefficients ex-ante *HML* (ou *SMB* ou  $\beta$ ).

Les régressions en séries temporelles des rentabilités des douze portefeuilles, issus des ces trois classements, ont révélé que les coefficients *HML* (ou *SMB*) ne reproduisent pas le même ordre de classement des portefeuilles. A l'exception de la classe des grandes entreprises, les coefficients ex-ante *HML* (ou *SMB*) ne constituent pas de bons estimateurs des coefficients *HML* (ou *SMB*). Quant au  $\beta$ s du marché, obtenus après la date de formation des portefeuilles, ils reproduisent, dans la plupart des cas, le même ordre de classement que les  $\beta$ s ex-ante. Les douze portefeuilles ont permis de construire six portefeuilles tests.

Le modèle des caractéristiques de l'entreprise prévoit que les rentabilités de ces portefeuilles tests sont, en moyenne, égales à zéro. La composition même de ces derniers, qui consiste dans l'achat et la vente du même montant d'investissement

de titres à caractéristiques égales (ratio valeur comptable sur valeur de marché et taille), explique cette prédiction. Cependant, le modèle des facteurs de risque stipule que ces portefeuilles présentent des rentabilités moyennes positives. En effet, les portefeuilles “caractéristiques-neutre” présentent des coefficients  $HML$  ( $SMB$  ou  $\beta$ ) élevés.

Selon cette première prédiction, les résultats auxquels a abouti l’analyse concourent à rejeter le modèle des facteurs de risque avec les portefeuilles “caractéristiques-neutre” dans les trois classements de coefficients  $HML$ ,  $SMB$  et  $\beta$ . Dans le cas du coefficient  $HML$ , ce rejet doit être pris avec réserves du fait que la prime du portefeuille  $HML$  n’est pas significativement différente de zéro.

Le deuxième point à examiner dans la comparaison des deux modèles concerne les ordonnées à l’origine des régressions en séries temporelles des rentabilités des portefeuilles “caractéristiques-neutre” sur les rentabilités des trois portefeuilles ; marché,  $HML$  et  $SMB$ . Selon Fama et French, les trois facteurs sont suffisants pour l’explication des rentabilités des titres. Sous cette hypothèse, les ordonnées à l’origine ne sont pas significativement différentes de zéro. Par contre, selon l’hypothèse alternative de Daniel et Titman, les trois facteurs sur-estiment les rentabilités des portefeuilles “caractéristiques-neutre”, en raison de leur composition (à coefficient élevé), c’est pourquoi les ordonnées à l’origine doivent être négatives.

Dans la présente étude, les  $t$ -statistiques des ordonnées à l’origine sont inférieurs à deux. Ces résultats corroborent l’hypothèse des facteurs de risque de Fama et French.

En définitive, les résultats de cette étude sont contrastés. Deux explications méthodologiques peuvent être avancées. En effet, la taille de l’échantillon peut être considérée comme l’une des limites de l’étude. Procéder à trois classements des titres fait diminuer le nombre de titres par portefeuille. Par ailleurs, une deuxième difficulté méthodologique se pose. Considérer les coefficients ex-ante pour faire le

classement des titres suppose que ces coefficients constituent de bons estimateurs des *vrais* coefficients. Néanmoins, dans ce travail, ce ne fût toujours pas le cas.

# Chapitre 5

## Les modèles d'évaluation des actifs financiers et les co-moments d'ordres trois et quatre

### 5.1 Introduction

Le débat sur les limites du modèle d'évaluation des actifs financiers (MEDAF) est repris dans ce chapitre. L'hypothèse de départ stipule que l'échec relatif du MEDAF, dans l'explication des observations empiriques des rentabilités supérieures des petites capitalisations et des entreprises à ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé, est dû à sa formulation se limitant aux deux premiers moments, l'espérance et la variance. Selon cette hypothèse, les effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché sont vidés de leurs sens. L'ajout des co-moments d'ordres supérieurs permettrait d'expliquer la totalité des rentabilités.

Le test de cette hypothèse, proposé dans ce chapitre, consiste en une comparaison du modèle à trois facteurs à un modèle qui intègre les deux co-moments d'ordres trois (*co-skewness*) et quatre (*co-kurtosis*). La méthodologie retenue, pour la construction des portefeuilles qui représentent ces deux co-moments, est semblable à celle utilisée par Fama et French pour la construction des portefeuilles *HML* et *SMB*. Il est à préciser qu'il n'existe pas de méthodologie "standard" à ce

sujet. Les études faites offrent des possibilités de recherche plutôt que des modèles finis.

En faisant le choix de construire les portefeuilles représentant les deux co-moments d'ordres trois et quatre d'une façon semblable à la construction des portefeuilles *HML* et *SMB*, la critique concernant les divergences des résultats imputables aux méthodologies utilisées est écartée. Neutraliser l'effet du choix méthodologique sur les résultats en offrant une base homogène pour la comparaison de ces derniers constitue l'objectif recherché.

Le chapitre est organisé en trois sections. Le débat théorique sur la question de l'ajout des co-moments supérieurs à deux est exposé dans un premier temps. Ensuite, la méthodologie utilisée pour aborder la question est développée. Les résultats sont commentés au niveau de la troisième section. Enfin, ce chapitre est clôturé par une discussion sur les développements futurs à ce sujet.

## 5.2 Le MEDAF et les co-moments d'ordres supérieurs à deux

Selon la littérature financière, les investisseurs considèrent l'espérance (ou le moment d'ordre un) comme une “chose désirée” et la variance (ou le moment d'ordre deux) comme une “chose non désirée”. Ce sont les termes utilisés par Markowitz (1952) [146].

Analytiquement, ces affirmations se traduisent par une dérivée positive de la fonction d'utilité selon l'espérance ( $\delta U / \delta E > 0$ ) et une dérivée négative de cette fonction selon la variance ( $\delta U / \delta V < 0$ ). A partir de ces deux dimensions, l'espérance et la variance, Markowitz délimite le repère de choix de portefeuille. Selon l'auteur, ce repère est suffisant pour la définition du comportement d'investissement.

L'intégration du moment d'ordre trois (la *skewness*) permet de tenir compte des comportements de spéculation. En effet, avec une fonction d'utilité qui intègre les trois premiers moments, des paris peuvent être acceptés par l'investisseur. Cette notion de pari ou encore de jeu (lotteries, tiercé) anime encore les débats sur la rationalité des comportements des individus (Cheung 2001 [44]).

L'idée d'intégrer les moments d'ordres supérieurs à deux au MEDAF n'est pas une idée récente. Kraus et Litzenberger (1976) [128] développent un modèle qui considère le moment d'ordre trois dans le MEDAF. Du fait qu'il n'existe pas d'arguments économiques et financiers pour l'explication de l'attitude des investisseurs par rapport aux moments supérieurs à trois, les deux auteurs choisissent de limiter leur développement à la *skewness*. Ils remarquent que la fonction d'utilité, exprimant le comportement des investisseurs, traduit une aversion pour la variance et une préférence pour la *skewness* positive. Selon les auteurs, le test d'une théorie positive d'évaluation ne consiste pas dans le réalisme de ses hypothèses mais plutôt dans l'exactitude de ses prédictions. Leur modèle réussit ce test puisque les résultats corroborent les prédictions de ce premier.

Depuis le développement théorique de Kraus et Litzenberger (1976), plusieurs formulations, cherchant à intégrer la *skewness* dans l'évaluation des actifs financiers, ont été proposées. Plus récemment, Harvey et Siddique (2000) [105] présentent et testent un modèle d'évaluation qui incorpore la *skewness*. Néanmoins, les recherches empiriques à ce sujet se multiplient (Barone-Adesi, Gagliardini et Urga 2000 [13] et (2002) [14]).

Le développement théorique de l'ensemble de ces modèles d'évaluation repose sur un ensemble d'hypothèses simplificatrices. L'économie est réduite à un seul agent représentatif. Afin d'acquérir un actif risqué pour une période, la condition

de premier ordre de l'investisseur est :

$$E[(1 + R_{i,t+1})m_{t+1}/\Omega_t] = 1 \quad (5.2.1)$$

avec :

$(1 + R_{i,t+1})$  est la rentabilité de l'actif  $i$ ,

$m_{t+1}$  est le taux marginal de substitution de l'investisseur entre la période  $t$  et  $t + 1$  (*marginal rate of substitution*).  $m_{t+1}$  est aussi le facteur d'actualisation stochastique (*stochastic discount rate*) des *payoffs* de tous les actifs risqués<sup>1</sup>,

$\Omega_t$  est l'ensemble d'informations disponibles à l'investisseur en  $t$ .

La relation 5.2.1 est une relation fondamentale dans la théorie d'évaluation des actifs financiers. Les différents modèles d'évaluation peuvent être différenciés sur la base de la définition de  $m_{t+1}$ . Sous la forme classique du MEDAF,  $m_{t+1}$ <sup>2</sup> est défini comme suit :

$$m_{t+1} = a_t + b_t R_{M,t+1} \quad (5.2.2)$$

Cette définition considère la forme linéaire du modèle. Une forme simple de non linéarité<sup>3</sup> peut être définie comme suit :

$$m_{t+1} = a_t + b_t R_{M,t+1} + c_t R_{M,t+1}^2 \quad (5.2.3)$$

<sup>1</sup> $m_{t+1}$  est également appelé *pricing kernel*, *change of measure* ou encore *state price density*.

<sup>2</sup>Cette expression correspond à un développement de Taylor de  $m_{t+1}$ , défini comme étant le taux marginal de substitution de l'investisseur entre  $t$  et  $t + 1$  :

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

<sup>3</sup>Cette expression correspond à un développement de Taylor de  $m_{t+1}$ , défini comme étant le taux marginal de substitution de l'investisseur entre  $t$  et  $t + 1$  :

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



Toujours dans le cadre de l'extension du MEDAF aux deux moments d'ordres trois et quatre, Dittmar (2002) [62] présente une forme non linéaire des modèles d'évaluation. Jurczenko et Maillet (2002) [120] exposent un travail de synthèse au sujet des modèles d'évaluation intégrant les quatre premiers moments.

## 5.3 La méthodologie

La base de données est celle utilisée dans le troisième chapitre. Dans ce dernier, toutes les statistiques descriptives des portefeuilles de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché ainsi que la méthodologie utilisée pour la constitution de ces portefeuilles sont détaillées. L'échantillon est composé des 636 titres du marché français. La méthodologie retenue pour la construction des portefeuilles représentant la *co-skewness* et la *co-kurtosis* est exposée au niveau de la présente section. Des données supplémentaires concernant la période couverte et le nombre de titres sont également présentées.

### 5.3.1 La construction des portefeuilles de *co-skewness* et de *co-kurtosis*

Pour la construction des portefeuilles de *co-skewness* et de *co-kurtosis*, l'approche adoptée est semblable à celle de Harvey et Siddique (2000) [105]. Des données ex-ante sont utilisées. La *co-skewness* (*co-kurtosis*) entre les rentabilités mensuelles, en excès du taux sans risque, de chaque titre et celles du portefeuille de marché est calculée sur une période de trois ans. L'expression de la *co-skewness* est présentée dans l'équation ( 5.3.1). Celle de la *co-kurtosis* est dans la formule

( 5.3.2).

$$\varepsilon_{i,M} = \frac{E((R_i - E(R_i)) \times (R_M - E(R_M))^2)}{\sigma_i \sigma_M^2} \quad (5.3.1)$$

$$\kappa_{i,M} = \frac{E((R_i - E(R_i))^2 \times (R_M - E(R_M))^2)}{\sigma_i^2 \sigma_M^2} \quad (5.3.2)$$

avec :

$R_i$  : la rentabilité mensuelle en excès du titre  $i$ ,

$R_M$  : la rentabilité mensuelle en excès du portefeuille de marché, définie comme la moyenne, pondérée par la capitalisation boursière, des rentabilités de tous les titres de l'échantillon,

$E()$  : la fonction espérance,

$\sigma$  : l'écart-type.

Cette valeur, calculée sur la période des mois de -42 à -7 (trois ans) va servir pour le classement du titre sur la période de juillet  $t$  à juin  $t + 1$ . D'une manière plus explicite, la *co-skewness* de janvier 1977 à décembre 1979 d'un titre permet de classer ce dernier de juillet 1980 à juin 1981 ; celle de janvier 1978 à décembre 1980 pour la période de juillet 1981 à juin 1982 et ainsi de suite. La dernière estimation est faite sur la période de janvier 1997 à décembre 1999 pour le classement du titre sur l'année de juillet 2000 à juin 2001.

Pour avoir une valeur de *co-skewness* (*co-kurtosis*), un titre doit alors présenter au moins cinq ans successifs de classement de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché ou encore une série de 60 rentabilités mensuelles, en excès, successives. Les titres qui vérifient cette condition et qui sont utilisés dans la construction des portefeuilles de *co-skewness* (*co-kurtosis*) sont au nombre de 410.

Trois classes de *co-skewness* (*co-kurtosis*) sont définies. Chaque année, les titres sont classés selon un ordre décroissant des valeurs de *co-skewness*. Les deux points de rupture 30% et 70% sont choisis pour la définition des classes de *co-skewness*.

30% des titres forment le groupe de *co-skewness* positive (*CSP*), 40% des titres sont attribués au portefeuille à *co-skewness* moyenne et 30% des titres sont groupés dans la classe de *co-skewness* négative (*CSN*). La rentabilité mensuelle de chaque portefeuille de *co-skewness* (*co-kurtosis*) est définie comme étant la moyenne, pondérée par la capitalisation boursière, des rentabilités mensuelles de tous les titres qui le forment.

Quant au classement des titres selon les valeurs ex-ante de *co-kurtosis*, les mêmes points de rupture, à savoir 30% et 70%, sont retenus. Comme dans le cas de la *co-skewness*, les deux portefeuilles à *co-kurtosis* faible (*CKF*) et élevé (*CKE*) sont utilisés par la suite comme variables explicatives.

### 5.3.2 Les variables

L'équation ( 5.3.3) présente la forme générale de la régression en séries temporelles. En effet, selon la méthodologie adoptée, la forme linéaire de l'équation est conservée. Les co-moments d'ordres trois et quatre sont intégrés grâce aux portefeuilles qui les représentent.

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + s_iSMB + h_iHML + \kappa_i^-CKF + \kappa_i^+CKE + \varepsilon_i^-CSN + \varepsilon_i^+CSP + \epsilon_i \quad (5.3.3)$$

Étant donnée l'utilisation des données ex-ante pour la construction des portefeuilles de *co-skewness* et *co-kurtosis*, la période d'estimation de cette équation est de 21 ans. Elle s'étale de juillet 1980 à juin 2001.

Les variables dépendantes des régressions sont les rentabilités mensuelles des seize portefeuilles de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché, définis dans le troisième chapitre. Il convient de rappeler que ces portefeuilles sont

construits à partir de l'échantillon total de 636 titres.

Quant aux variables explicatives, les portefeuilles des trois facteurs du modèle de Fama et French, à savoir le portefeuille de marché, *HML* et *SMB*, définis auparavant, sont utilisés. Par ailleurs, les rentabilités, en excès du taux sans risque, de quatre autres portefeuilles, sont également considérées : le portefeuille regroupant les titres à *co-skewness* positive (*CSP*), celui des titres à *co-skewness* négative (*CSN*), un troisième portefeuille pour les titres de *co-kurtosis* élevée (*CKE*) et enfin un portefeuille de titres à *co-kurtosis* faible (*CKF*).

**TAB. 5.1 – Quelques statistiques des rentabilités mensuelles en excès des variables explicatives : juillet 1980/juin 2001**

Le portefeuille de marché (*Mktpond.*) est défini comme étant une moyenne pondérée par la capitalisation boursière des rentabilités de l'ensemble des titres de l'échantillon. Les sept portefeuilles sont détaillés au niveau de ce chapitre. Le présent tableau regroupe les rentabilités mensuelles moyennes en excès, leurs écart-types, les *t*-statistiques des moyennes (test d'égalité à zéro) ainsi que les corrélations entre les différents portefeuilles.

<i>Rentabilités mensuelles en excès (en %)</i>							
	Mktpond.	HML	SMB	CKF	CKE	CSN	CSP
Moyenne	1.11	0.45	0.88	1.37	1.10	1.07	0.93
Écart-type	6.03	6.01	4.70	5.68	6.23	5.94	6.72
<i>t</i> -statistique	2.937	1.189	2.974	3.828	2.815	2.863	2.210
<i>Corrélations</i>							
	Mktpond.	HML	SMB	CKF	CKE	CSN	CSP
Mktpond.	1.000						
HML	0.049	1.000					
SMB	-0.128	0.177	1.000				
CKF	0.893	0.186	-0.030	1.000			
CKE	0.939	0.084	-0.144	0.820	1.000		
CSN	0.908	0.076	-0.179	0.845	0.878	1.000	
CSP	0.910	0.148	-0.148	0.823	0.868	0.793	1.000

Au niveau du tableau 5.1, quelques statistiques descriptives des rentabilités mensuelles en excès des sept portefeuilles, considérés comme variables explicatives

dans l'équation ( 5.3.3), sont groupées. A l'exception de la prime de ratio valeur comptable sur valeur de marché, toutes les autres primes sont significativement différentes de zéro sur la période de juillet 1980 à juin 2001.

L'observation à retenir de ce tableau porte sur la forte corrélation positive entre le portefeuille de marché et les quatre portefeuilles de *co-skewness* et de *co-kurtosis*. Quant au portefeuille *SMB*, il présente une corrélation, faible et négative, avec l'ensemble des autres portefeuilles. De même, cette faible corrélation caractérise le portefeuille *HML* avec les autres portefeuilles. Toutefois, elle est positive.

Au niveau du tableau 5.2, les résultats des régressions en séries temporelles des rentabilités mensuelles des portefeuilles de *co-skewness* et de *co-kurtosis* sur celles du portefeuille de marché sont groupés. Deux observations principales ressortent de ce tableau. D'une part, les coefficients de détermination ajustés sont élevés. D'autre part, les coefficients  $b_i$  sont significativement différents de zéro. La variation temporelle du portefeuille de marché explique celle des quatre portefeuilles de *co-skewness* et de *co-kurtosis*.

A partir des résultats du tableau 5.2, quatre autres portefeuilles,  $CKF^\perp$ ,  $CKE^\perp$ ,  $CSN^\perp$  et  $CSP^\perp$ , sont définis. Ces portefeuilles représentent la partie orthogonale des portefeuilles de *co-skewness* et de *co-kurtosis* au portefeuille de marché.

D'une manière plus explicite, la rentabilité mensuelle du portefeuille  $CKF^\perp$  est calculée comme étant la somme de l'ordonnée à l'origine estimée et du résidu mensuel de la régression  $CKF = \alpha_i + b_i Mktpond + \epsilon_i$  ou encore :

$$CKF^\perp = CKF - \hat{b}_i Mktpond.$$

La même méthodologie est utilisée pour les trois autres portefeuilles  $CKE^\perp$ ,  $CSN^\perp$  et  $CSP^\perp$ . En effet, la rentabilité mensuelle du portefeuille  $CKE^\perp$  est

TAB. 5.2 – Régressions des rentabilités des portefeuilles de *co-skewness* et de *co-kurtosis* sur celles du portefeuille de marché : juillet 1980/juin 2001

Ce tableau regroupe les coefficients, leurs *t*-statistiques (entre parenthèses) et les coefficients de détermination ajustés des régressions en séries temporelles des rentabilités mensuelles des portefeuilles de *co-skewness* et de *co-kurtosis* sur celles du portefeuille de marché. *CKF*, *CKE*, *CSN* et *CSP* représentent respectivement les portefeuilles à *co-kurtosis* faible, à *co-kurtosis* élevé, à *co-skewness* négative et à *co-skewness* positive.

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i Mktpond + \epsilon_i.$$

	$\alpha$	$b$	$R^2$ ajusté
CKF	0.004 (2.629)	0.841 (31.385)	0.796
CKE	0.000 (0.157)	0.970 (43.508)	0.882
CSN	0.000 (0.458)	0.895 (34.351)	0.824
CSP	-0.001 (-1.099)	1.015 (34.807)	0.828

calculée comme étant la somme de l'ordonnée à l'origine estimée et du résidu mensuel de la régression  $CKE = \alpha_i + b_i Mktpond + \epsilon_i$  ou encore :

$$CKE^\perp = CKE - \hat{b}_i Mktpond.$$

La rentabilité mensuelle du portefeuille  $CSN^\perp$  est calculée comme étant la somme de l'ordonnée à l'origine estimée et du résidu mensuel de la régression  $CSN = \alpha_i + b_i Mktpond + \epsilon_i$  ou encore :

$$CSN^\perp = CSN - \hat{b}_i Mktpond.$$

Enfin, la rentabilité mensuelle du portefeuille  $CSP^\perp$  est calculée comme étant la somme de l'ordonnée à l'origine estimée et du résidu mensuel de la régression  $CSP = \alpha_i + b_i Mktpond + \epsilon_i$  ou encore :

$$CSP^\perp = CSP - \hat{b}_i Mktpond.$$

## 5.4 Les résultats

Deux types de résultats sont présentés. Dans une première partie, seul les deux portefeuilles de *co-skewness*, avec les trois facteurs, sont considérés dans les régressions en séries temporelles des rentabilités mensuelles des seize portefeuilles. La possibilité d'interprétation de la *co-skewness* justifie ce choix. En effet, toute chose étant égale par ailleurs, un investisseur préfère un portefeuille plus asymétrique à droite (*right-skewed*) par rapport à un portefeuille asymétrique à gauche (*left-skewed*). Selon ce principe, un actif qui fait diminuer la *skewness* du portefeuille en le transformant en un portefeuille plus asymétrique à gauche, est moins *désiré* par l'investisseur. Une rentabilité espérée plus élevée sera attribuée à ce type d'actif.

Dans une deuxième partie, les portefeuilles de *co-skewness* et de *co-kurtosis* sont ajoutés. L'objectif dans ce cas est de présenter une investigation empirique bien que l'interprétation économique et financière fait, en partie, défaut.

#### 5.4.1 Les régressions avec les portefeuilles de *co-skewness*

Toutes les régressions, en séries temporelles, des rentabilités mensuelles des seize portefeuilles, sur la période de juillet 1980 à juin 2001, sont groupées au niveau du tableau 5.3. Cinq variables explicatives sont considérées : le portefeuille de marché défini comme étant la moyenne pondérée par la capitalisation boursière de tous les titres de l'échantillon,  $HML$ ,  $SMB$ ,  $CSN^\perp$  et  $CSP^\perp$ . L'analyse des caractéristiques des régressions se résume dans les cinq observations suivantes.

Dans chaque classe de taille, les portefeuilles à faible ratio valeur comptable sur valeur de marché présentent des coefficients  $HML$  ( $h_i$ ) négatifs. Quant aux coefficients des portefeuilles à ratio élevé, ils sont positifs. Sur l'ensemble des seize coefficients  $h_i$ , huit sont significativement différents de zéro. La relation entre le ratio valeur comptable sur valeur de marché et les rentabilités est vérifiée.

Dans chaque classe de ratio valeur comptable sur valeur de marché, les coefficients  $SMB$  ( $s_i$ ) des petites capitalisations sont positifs et ceux des grandes entreprises sont négatifs. Douze valeurs de ces coefficients parmi seize sont significativement différentes de zéro. La relation entre la taille et les rentabilités est vérifiée.



TAB. 5.3 – Le modèle à trois facteurs et le co-moment d'ordre trois : régressions en séries temporelles des 16 portefeuilles (juillet 1980/juin 2001)

Le tableau suivant présente, pour chaque portefeuille, les coefficients, leurs  $t$ -statistiques corrigés de l'hétéroscédasticité des erreurs par la matrice de White (entre parenthèses), les  $R^2$  ajustés et la statistique de Durbin-Watson ( $DW$ ) des régressions en séries temporelles des seize portefeuilles de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché. En utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires, les rentabilités mensuelles en excès sont régressées comme suit :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + h_i HML + s_i SMB + \varepsilon_i^- CSN^\perp + \varepsilon_i^+ CSP^\perp + \epsilon_i$$

<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>								
	Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<i>Taille</i>	$\alpha$				$\beta$			
Petite	-0.002 (-0.584)	0.006 (1.748)	0.006 (1.936)	0.012 (3.546)	1.204 (12.734)	1.086 (11.419)	0.784 (13.286)	0.908 (11.014)
2	0.000 (0.309)	0.000 (0.185)	-0.001 (-0.664)	-0.014 (-2.400)	0.978 (19.801)	0.805 (17.057)	0.828 (13.567)	1.298 (8.586)
3	-0.003 (-1.456)	0.000 (0.152)	-0.001 (-0.658)	0.006 (2.116)	0.970 (18.693)	0.909 (21.301)	0.839 (12.522)	0.970 (16.444)
Grande	-0.002 (-1.961)	-0.000 (-0.419)	0.001 (0.660)	0.000 (0.009)	1.014 (41.212)	1.052 (32.204)	0.924 (22.996)	0.936 (15.180)
	$h$				$s$			
Petite	-0.832 (-5.291)	-0.593 (-3.912)	-0.077 (-0.717)	0.098 (0.478)	1.046 (6.505)	1.055 (5.638)	0.635 (5.364)	0.494 (2.450)
2	-0.451 (-10.134)	-0.069 (-0.674)	0.014 (0.111)	2.004 (4.517)	0.881 (13.974)	0.352 (3.207)	0.458 (3.383)	2.194 (5.053)
3	-0.389 (-5.695)	-0.188 (-2.931)	0.000 (0.006)	0.165 (1.659)	0.603 (7.352)	0.439 (5.523)	0.261 (2.446)	0.148 (1.438)
Grande	-0.080 (-1.572)	-0.122 (-3.718)	0.066 (1.482)	0.475 (6.792)	-0.046 (-0.863)	-0.010 (-0.254)	-0.059 (-1.093)	-0.410 (-4.551)

Tableau 5.3 (suite)

		<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>							
		Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<i>Taille</i>		$\varepsilon^-$				$\varepsilon^+$			
Petite		-0.245 (-1.115)	-0.222 (-0.989)	0.073 (0.491)	0.219 (1.400)	-0.158 (-0.745)	-0.043 (-0.191)	-0.069 (-0.472)	0.195 (1.564)
2		0.067 (0.617)	0.019 (0.195)	0.169 (1.577)	-0.115 (-0.560)	0.166 (1.324)	0.125 (1.385)	-0.034 (-0.311)	-0.144 (-0.682)
3		-0.022 (-0.193)	0.085 (0.639)	0.111 (0.986)	0.137 (0.987)	-0.120 (-1.143)	-0.088 (-0.879)	0.052 (0.465)	-0.113 (-0.867)
Grande		0.020 (0.303)	0.038 (0.573)	0.077 (0.753)	-0.203 (-1.658)	-0.063 (-1.256)	0.323 (3.404)	-0.378 (-3.911)	0.133 (0.732)
		$R^2$ ajusté				Durbin Watson			
Petite		0.588	0.600	0.508	0.503	1.956	1.975	1.798	1.884
2		0.807	0.697	0.613	0.841	1.951	1.986	1.938	1.902
3		0.771	0.726	0.638	0.603	2.019	1.857	1.992	2.043
Grande		0.910	0.876	0.763	0.707	1.965	1.960	2.261	2.171

Pour toutes les classes de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché, le  $\beta$  est significativement différent de zéro. Il présente des valeurs proches de un. Le portefeuille de marché, défini dans le présent cas comme étant la moyenne pondérée par la capitalisation boursière de tous les titres de l'échantillon, est la variable explicative la plus significative dans la régression considérée.

L'observation des ordonnées à l'origine permet d'affirmer que les erreurs d'évaluation dans l'équation estimée sont réduites. En effet, seules trois ordonnées à l'origine sont significativement différentes de zéro. Les coefficients de détermination ajustés présentent une valeur moyenne de 69.6% : la variation temporelle des variables explicatives retenues explique, en moyenne, 69.6% de la variation temporelle des rentabilités des portefeuilles considérés.

Enfin, la principale observation, faisant l'objet de cette sous-section, est relative à la contribution marginale des deux portefeuilles de *co-skewness* dans l'explication des rentabilités des portefeuilles considérés. Les résultats du tableau 5.3 montrent que cette contribution est quasi-inexistante. Aucun des coefficients du portefeuille à *co-skewness* négative n'est significativement différent de zéro. Par ailleurs, les signes de ces coefficients ne présentent pas de relation particulière avec les deux classements considérés pour la construction des seize portefeuilles. Quant aux coefficients du portefeuille à *co-skewness* positive, seuls deux coefficients parmi les seize sont significativement différents de zéro. De même, aucune relation n'est mise en évidence entre le signe de ces coefficients et les deux classements de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché.

En définitive, en présence des trois facteurs, les portefeuilles de *co-skewness* ne présentent aucun pouvoir explicatif supplémentaire dans l'explication des rentabilités des portefeuilles en séries temporelles. Leur introduction aux régressions n'affecte pas les relations entre la taille et le ratio valeur comptable sur valeur de marché d'une part et les rentabilités d'autre part.

### 5.4.2 Les régressions avec les portefeuilles de *co-skewness* et de *co-kurtosis*

Le tableau 5.4 regroupe l'ensemble des résultats des régressions (équation 5.3.3) en séries temporelles des rentabilités mensuelles en excès des seize portefeuilles. Ces dernières sont régressées sur les rentabilités des trois facteurs et des quatre portefeuilles qui représentent la *co-skewness* et la *co-kurtosis*. Les coefficients, leurs *t*-statistiques (corrigés de l'hétéroscédasticité des erreurs par la matrice de White), les coefficients de détermination ajustés ( $R^2$ ) et la statistique de Durbin-Watson ( $DW$ ) des régressions figurent dans ce tableau.

La relation entre le coefficient  $h_i$  et la classe de ratio valeur comptable sur valeur de marché est toujours vérifiée. En effet, dans chaque classe de taille, ce coefficient passe d'une valeur négative pour le groupe de ratio valeur comptable sur valeur de marché faible, à une valeur positive pour le groupe à ratio élevé.

Quant à la relation entre le coefficient  $s_i$  et la taille, elle est aussi vérifiée. Dans chaque groupe de ratio valeur comptable sur valeur de marché, le coefficient  $s_i$  est positif pour les petites capitalisations. Il est significativement différent de zéro. Ce même coefficient passe à des valeurs négatives pour les portefeuilles de titres des grandes capitalisations.

Un premier résultat peut être avancé à partir de ces observations. L'ajout des portefeuilles de *co-skewness* et de *co-kurtosis* comme variables explicatives dans la régression des rentabilités n'affecte pas la relation entre le coefficient  $h_i$  et la classe de ratio valeur comptable sur valeur de marché ainsi que celle entre le coefficient  $s_i$  et la taille.

TAB. 5.4 – Le modèle à trois facteurs et les co-moments d'ordres trois et quatre : régressions en séries temporelles des 16 portefeuilles (juillet 1980/juin 2001)

Le tableau suivant présente, pour chaque portefeuille, les coefficients, leurs  $t$ -statistiques corrigés de l'hétéroscédasticité des erreurs par la matrice de White (entre parenthèses), les  $R^2$  ajustés et la statistique de Durbin-Watson ( $DW$ ) des régressions en séries temporelles des seize portefeuilles de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché. En utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires, les rentabilités mensuelles en excès sont régressées comme suit :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + h_i HML + s_i SMB + \kappa_i^- CKF + \kappa_i^+ CKE + \varepsilon_i^- CSN + \varepsilon_i^+ CSP + \epsilon_i$$

	<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>							
	Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<i>Taille</i>	$\alpha$				$\beta$			
Petite	-0.002 (-0.599)	0.007 (2.014)	0.007 (2.019)	0.012 (3.439)	1.446 (3.244)	2.114 (4.207)	1.016 (3.040)	0.030 (0.094)
2	0.000 (0.147)	0.000 (0.045)	-0.003 (-1.197)	-0.013 (-2.327)	0.604 (2.713)	0.442 (1.780)	0.163 (0.754)	2.072 (3.692)
3	-0.003 (-1.368)	0.000 (0.042)	-0.002 (-1.004)	0.005 (1.778)	1.252 (4.178)	0.826 (2.781)	0.198 (0.989)	0.592 (2.249)
Grande	-0.002 (-1.900)	-0.000 (-0.542)	0.001 (0.629)	0.000 (0.155)	1.080 (7.635)	0.692 (4.536)	1.127 (5.843)	1.151 (3.790)
	$h$				$s$			
Petite	-0.839 (-5.521)	-0.547 (-3.494)	-0.052 (-0.472)	0.061 (0.304)	1.048 (6.119)	1.052 (5.535)	0.648 (5.365)	0.486 (2.499)
2	-0.465 (-9.602)	-0.085 (-0.849)	-0.040 (-0.323)	2.047 (4.489)	0.875 (13.021)	0.349 (3.288)	0.429 (3.448)	2.206 (5.100)
3	-0.381 (-6.258)	-0.198 (-3.347)	-0.037 (-0.419)	0.118 (1.241)	0.603 (7.132)	0.434 (5.136)	0.252 (2.631)	0.116 (1.203)
Grande	-0.077 (-1.491)	-0.130 (-3.421)	0.061 (1.372)	0.493 (6.325)	-0.044 (-0.806)	-0.021 (-0.526)	-0.056 (-1.050)	-0.400 (-4.359)

Tableau 5.4 (suite)

<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>								
	Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<i>Taille</i>	$\kappa^-$				$\kappa^+$			
Petite	0.019 (0.091)	-0.185 (-0.943)	-0.179 (-1.078)	0.200 (1.406)	0.168 (0.608)	-0.890 (-3.620)	-0.153 (-0.765)	0.475 (2.781)
2	0.093 (0.926)	0.082 (0.816)	0.398 (3.305)	-0.250 (-0.973)	0.115 (0.585)	0.221 (1.819)	0.397 (2.830)	-0.490 (-1.414)
3	-0.030 (-0.261)	0.073 (0.623)	0.218 (2.190)	0.380 (2.815)	-0.160 (-1.067)	0.066 (0.460)	0.467 (3.398)	0.175 (1.268)
Grande	-0.022 (-0.372)	0.091 (1.077)	0.004 (0.050)	-0.137 (-0.884)	-0.006 (-0.086)	-0.081 (-0.635)	0.144 (1.319)	-0.109 (-0.399)
	$\varepsilon^-$				$\varepsilon^+$			
Petite	-0.275 (-1.327)	-0.046 (-0.246)	0.133 (0.887)	0.105 (0.740)	-0.172 (-0.775)	0.031 (0.159)	-0.050 (-0.354)	0.151 (1.248)
2	0.030 (0.239)	-0.031 (-0.364)	0.028 (0.289)	0.010 (0.054)	0.154 (1.154)	0.105 (1.198)	-0.079 (-0.715)	-0.097 (-0.414)
3	0.008 (0.084)	0.060 (0.445)	-0.004 (-0.049)	0.033 (0.250)	-0.107 (-1.067)	-0.096 (-0.968)	0.008 (0.078)	-0.141 (-1.072)
Grande	0.025 (0.385)	0.032 (0.458)	0.053 (0.519)	-0.158 (-1.288)	-0.062 (-1.237)	0.326 (3.266)	-0.389 (-4.140)	0.147 (0.781)

Tableau 5.4 (suite)

<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>								
	Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<i>Taille</i>	<i>R<sup>2</sup> ajusté</i>				<i>Durbin Watson</i>			
Petite	0.585	0.628	0.508	0.515	1.960	1.984	1.781	1.882
2	0.807	0.701	0.640	0.842	1.957	2.025	1.982	1.922
3	0.771	0.725	0.662	0.614	1.981	1.865	2.008	2.089
Grande	0.909	0.877	0.763	0.707	1.967	2.028	2.271	2.144

Dans les seize régressions exposées au tableau 5.4, seuls neuf coefficients des portefeuilles de *co-skewness* et de *co-kurtosis* sur soixante quatre sont significativement différents de zéro. Le coefficient du portefeuille à *co-kurtosis* élevé (faible),  $\kappa^+$  ( $\kappa^-$ ), présente des valeurs, significativement différentes de zéro, dans quatre (trois) cas. Par ailleurs, le coefficient du portefeuille *CSN* ( $\varepsilon^-$ ) n'est significatif dans aucun cas. Quant au coefficient  $\varepsilon^+$ , il est significativement différent de zéro dans seulement deux régressions.

Il en ressort que les caractéristiques générales des régressions en séries temporelles sont satisfaisantes. Les ordonnées à l'origine ne sont significativement différentes de zéro que dans quatre cas. Les coefficients de détermination ( $R^2$ ) ajustés sont compris entre 50.8% et 90.9%. Enfin, les statistiques de Durbin-Watson présentent des valeurs autour de deux. L'hypothèse d'absence d'auto-corrélation ne peut être rejetée.

Néanmoins, il est utile de rappeler l'observation de la section précédente relative à la forte corrélation entre le portefeuille de marché et les quatre portefeuilles de *co-skewness* et de *co-kurtosis*. Cette corrélation a affecté les valeurs et la significativité

des coefficients du bêta du marché. En effet, les coefficients  $\beta$  ne présentent plus des valeurs autour de un. Ils varient de 0.030 pour la valeur la plus petite, à 2.114 pour la valeur la plus élevée. Quant à la significativité, quatre  $\beta$  ne sont pas significativement différents de zéro avec des  $t$ -statistiques inférieurs à deux.

Au tableau 5.5, les quatre portefeuilles  $CKF^\perp$ ,  $CKE^\perp$ ,  $CSN^\perp$  et  $CSP^\perp$  avec les trois facteurs sont considérés comme variables explicatives. La seule différence entre les résultats de ce tableau et ceux exposés dans le tableau 5.5 réside dans les coefficients  $\beta$ . En effet, les valeurs de ces coefficients sont proches de un. Par ailleurs, elles sont significativement différentes de zéro avec des  $t$ -statistiques supérieures à huit.

La contribution marginale des parties des portefeuilles de *co-skewness* et de *co-kurtosis*, orthogonales au portefeuille de marché, n'est significative que dans neuf cas. Par comparaison aux portefeuilles de *co-skewness* négative et positive, les portefeuilles de *co-kurtosis* faible et élevée apportent plus d'explication à la variation temporelle des rentabilités mensuelles en excès des portefeuilles de titres français. Sur les neuf cas, ils totalisent sept coefficients significativement différents de zéro.



TAB. 5.5 – Le modèle à trois facteurs et les co-moments d'ordres trois et quatre : régressions en séries temporelles des 16 portefeuilles (juillet 1980/juin 2001)

Le tableau suivant présente, pour chaque portefeuille, les coefficients, leurs  $t$ -statistiques corrigés de l'hétéroscédasticité des erreurs par la matrice de White (entre parenthèses), les  $R^2$  ajustés et la statistique de Durbin-Watson ( $DW$ ) des régressions en séries temporelles des seize portefeuilles de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché. En utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires, les rentabilités mensuelles en excès sont régressées comme suit :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + h_i HML + s_i SMB + \kappa_i^- CKF^\perp + \kappa_i^+ CKE^\perp + \varepsilon_i^- CSN^\perp + \varepsilon_i^+ CSP^\perp + \epsilon_i$$

	<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>							
	Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<i>Taille</i>	$\alpha$				$\beta$			
Petite	-0.002 (-0.599)	0.007 (2.014)	0.007 (2.019)	0.012 (3.439)	1.204 (12.821)	1.084 (12.024)	0.784 (13.476)	0.909 (11.522)
2	0.000 (0.147)	0.000 (0.045)	-0.003 (-1.197)	-0.013 (-2.327)	0.978 (19.497)	0.805 (17.482)	0.828 (13.754)	1.297 (8.694)
3	-0.003 (-1.368)	0.000 (0.042)	-0.002 (-1.004)	0.005 (1.778)	0.970 (18.945)	0.909 (21.113)	0.840 (13.765)	0.970 (17.224)
Grande	-0.002 (-1.900)	-0.000 (-0.542)	0.001 (0.629)	0.000 (0.155)	1.014 (40.981)	1.051 (33.246)	0.924 (23.649)	0.937 (15.494)
	$h$				$s$			
Petite	-0.839 (-5.521)	-0.547 (-3.494)	-0.052 (-0.472)	0.061 (0.304)	1.048 (6.119)	1.052 (5.535)	0.648 (5.365)	0.486 (2.499)
2	-0.465 (-9.602)	-0.085 (-0.849)	-0.040 (-0.323)	2.047 (4.489)	0.875 (13.021)	0.349 (3.288)	0.429 (3.448)	2.206 (5.100)
3	-0.381 (-6.258)	-0.198 (-3.347)	-0.037 (-0.419)	0.118 (1.241)	0.603 (7.132)	0.434 (5.136)	0.252 (2.631)	0.116 (1.203)
Grande	-0.077 (-1.491)	-0.130 (-3.421)	0.061 (1.372)	0.493 (6.325)	-0.044 (-0.806)	-0.021 (-0.526)	-0.056 (-1.050)	-0.400 (-4.359)

Tableau 5.5 (suite)

		<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>							
		Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<i>Taille</i>		$\kappa^-$				$\kappa^+$			
Petite		0.019 (0.091)	-0.185 (-0.943)	-0.179 (-1.078)	0.200 (1.406)	0.168 (0.608)	-0.890 (-3.620)	-0.153 (-0.765)	0.475 (2.781)
2		0.093 (0.926)	0.082 (0.816)	0.398 (3.305)	-0.250 (-0.973)	0.115 (0.585)	0.221 (1.819)	0.397 (2.830)	-0.490 (-1.414)
3		-0.030 (-0.261)	0.073 (0.623)	0.218 (2.190)	0.380 (2.815)	-0.160 (-1.067)	0.066 (0.460)	0.467 (3.398)	0.175 (1.268)
Grande		-0.022 (-0.372)	0.091 (1.077)	0.004 (0.050)	-0.137 (-0.884)	-0.006 (-0.086)	-0.081 (-0.635)	0.144 (1.319)	-0.109 (-0.399)
		$\varepsilon^-$				$\varepsilon^+$			
Petite		-0.275 (-1.327)	-0.046 (-0.246)	0.133 (0.887)	0.105 (0.740)	-0.172 (-0.775)	0.031 (0.159)	-0.050 (-0.354)	0.151 (1.248)
2		0.030 (0.239)	-0.031 (-0.364)	0.028 (0.289)	0.010 (0.054)	0.154 (1.154)	0.105 (1.198)	-0.079 (-0.715)	-0.097 (-0.414)
3		0.008 (0.084)	0.060 (0.445)	-0.004 (-0.049)	0.033 (0.250)	-0.107 (-1.067)	-0.096 (-0.968)	0.008 (0.078)	-0.141 (-1.072)
Grande		0.025 (0.385)	0.032 (0.458)	0.053 (0.519)	-0.158 (-1.288)	-0.062 (-1.237)	0.326 (3.266)	-0.389 (-4.140)	0.147 (0.781)

Tableau 5.5 (suite)

	<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>							
	Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<i>Taille</i>	<i>R<sup>2</sup> ajusté</i>				<i>Durbin Watson</i>			
Petite	0.585	0.628	0.508	0.515	1.960	1.984	1.781	1.882
2	0.807	0.701	0.640	0.842	1.957	2.025	1.982	1.922
3	0.771	0.725	0.662	0.614	1.981	1.865	2.008	2.089
Grande	0.909	0.877	0.763	0.707	1.967	2.028	2.271	2.144

En effet, les deux coefficients significatifs de *co-skewness* sont relatifs aux grandes capitalisations. Pour ce groupe de taille, le bêta de marché joue le rôle le plus important dans l'explication de la variation temporelle des rentabilités mensuelles. Ensuite, les portefeuilles *HML* et de *co-skewness* positive présentent la deuxième contribution significative à ce sujet. Enfin, le rôle du portefeuille *SMB* est limité (un seul coefficient est significatif).

Pour les autres classes de taille, les résultats diffèrent sur deux points. D'une part, tant le portefeuille de marché que *SMB* expliquent la variation temporelle des rentabilités mensuelles. D'autre part, la deuxième contribution est attribuée aux portefeuilles *HML* et de *co-kurtosis*. Aucun des coefficients des portefeuilles de *co-skewness* n'est significatif.

En définitive, l'ensemble de ces observations suggère un nouveau résultat au sujet de l'explication des rentabilités des actions. Les portefeuilles de *co-skewness* et de *co-kurtosis* ne se substituent pas aux deux portefeuilles *SMB* et *HML*. Néanmoins, bien que la contribution de ces portefeuilles soit marginale dans l'explication des rentabilités, une observation relative à la relation entre le classement

de taille et les co-moments d'ordres trois et quatre a été retenue. Le co-moment d'ordre trois<sup>4</sup> peut être associé aux grandes capitalisations. Quant au co-moment d'ordre quatre<sup>5</sup>, il est plutôt significatif dans le cas des petites capitalisations.

## 5.5 Conclusion

L'étude du modèle à trois facteurs en présence des co-moments d'ordres trois et quatre dans le cadre du marché français a fait l'objet de ce chapitre. La méthodologie utilisée a consisté en la construction de portefeuilles représentant la *co-skewness* et la *co-kurtosis*. Des données ex-ante ont servi à cette fin. Une forte corrélation entre ces portefeuilles et le portefeuille de marché a été observée. Afin de contourner cette limite, d'autres portefeuilles, définis comme étant la partie orthogonale des portefeuilles de *co-skewness* et de *co-kurtosis* au portefeuille de marché, sont utilisés.

Du fait que le moment d'ordre trois présente une justification économique et financière, seuls les portefeuilles de *co-skewness* sont ajoutés dans un premier ensemble de régressions en séries temporelles. Les résultats ne sont pas concluants. La variation temporelle des rentabilités mensuelles des portefeuilles est expliquée par celle des trois facteurs, marché, *HML* et *SMB*. L'ajout des portefeuilles de *co-skewness* n'améliore pas les résultats. Par ailleurs, il n'affecte pas les relations entre les rentabilités et les classements de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché.

Dans une deuxième série de régressions, le pouvoir explicatif des portefeuilles de marché, *HML* et *SMB* est testé en présence des portefeuilles de *co-skewness* et de *co-kurtosis*. Les résultats se résument en trois points essentiels.

---

<sup>4</sup>Le moment d'ordre trois renseigne sur l'asymétrie de la distribution des rentabilités

<sup>5</sup>Le moment d'ordre quatre renseigne sur le degré d'aplatissement de la distribution des rentabilités

D'abord, à l'exception de quelques coefficients des portefeuilles de *co-kurtosis* et de *co-skewness* significativement différents de zéro, aucun pouvoir explicatif supplémentaire n'est enregistré.

Ensuite, les relations entre la taille et le ratio valeur comptable sur valeur de marché d'une part, et les rentabilités d'autre part, sont toujours vérifiées.

Enfin, une observation relative à la relation entre la taille et les deux co-moments a été mise en évidence. Le co-moment d'ordre trois (quatre) peut être associé à la classe des grandes (petites) capitalisations. Ce nouveau résultat ouvre de nouvelles voies de réflexion sur la relation entre la distribution des rentabilités et la classe de taille.

En conclusion, l'ensemble des résultats exposés dans ce chapitre corrobore l'hypothèse selon laquelle les portefeuilles de *co-skewness* et de *co-kurtosis* apportent une contribution marginale dans l'explication de la variation temporelle des rentabilités des portefeuilles des actions françaises. L'apport de la *co-kurtosis* est plus prononcé que celui de la *co-skewness*. Néanmoins, cette contribution ne remplace guère les effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché. Les trois facteurs, marché, *SMB* et *HML* conservent leur capacité explicative. Plus précisément, la prime de risque de marché et de taille jouent le rôle le plus important.

# Chapitre 6

## Les effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché : évidence supplémentaire du marché français

### 6.1 Introduction

Ce chapitre propose un test supplémentaire du modèle à trois facteurs. Le développement théorique proposé par Ferguson et Shockley (2003) [80], au sujet du MEDAF, remettant en cause la thèse de Fama et French, est énoncé dans un premier temps. Une investigation empirique, la première à notre connaissance, des propositions des auteurs sur le marché français est rapportée dans un second temps.

Ferguson et Shockley (2003) [80] expliquent que l'échec du MEDAF, sur le plan empirique, est dû à une mauvaise spécification du portefeuille de marché. Ce dernier est souvent considéré comme un portefeuille de toutes les actions. Il omet, ainsi, la dimension de la dette de l'économie. Dans ce contexte, des variables comme la taille et le ratio valeur comptable sur valeur de marché, en corrélation avec le niveau d'endettement de l'entreprise, semblent expliquer les rentabilités des actions.

L'objectif de ce travail est autant de mettre en évidence l'intérêt de l'investigation théorique de Ferguson et Shockley, que de fournir une application empirique de leur proposition sur le marché français. L'interrogation posée porte sur le pouvoir explicatif des portefeuilles *SMB* et *HML* en présence des portefeuilles représentant l'endettement relatif de l'entreprise.

Le chapitre est organisé en trois parties. Au niveau de la première section, l'objectif est de mieux appréhender la relation entre des variables telles que la taille et le ratio valeur comptable sur valeur de marché avec les rentabilités au travers d'un développement théorique. La méthodologie suivie est détaillée dans la deuxième section. Enfin, les résultats et les enjeux possibles autour du sujet sont synthétisés au niveau de la dernière section.

## 6.2 Le portefeuille de marché et le niveau d'endettement

Tout au long de l'analyse présentée dans les chapitres précédents, les explications théoriques sous-jacentes au modèle à trois facteurs ont été énumérées. Dans une publication récente, Ferguson et Shockley (2003) [80] avancent une explication originale au modèle de Fama et French. Les deux auteurs expliquent que les portefeuilles *HML* et *SMB* sont corrélés à la prime de risque liée au niveau d'endettement. Leur développement théorique se fonde sur la définition du *vrai* portefeuille de marché qui intègre les actions et les dettes. Les deux auteurs exposent une application empirique qui renforce les résultats de leur développement théorique. Ils démontrent que le niveau d'endettement et la relative détresse financière expliquent les rentabilités des actions américaines en coupe transversale. En présence de ces deux portefeuilles, les portefeuilles *HML* et *SMB* perdent tout pouvoir explicatif.

En effet, Ferguson et Shockley (2003) [80] proposent un modèle où le ME-DAF est le modèle d'évaluation de tous les actifs présents dans l'économie. Les actions d'une entreprise sont considérées comme étant une option d'achat européenne (*European calls*) écrite sur les actifs réels. Le modèle, développé en temps continu, permet d'obtenir une expression explicite de l'erreur d'estimation due à l'utilisation d'une approximation du portefeuille de marché ne considérant que les actions.

Dans le développement qui suit, l'analyse théorique des deux auteurs est exposée.

L'idée de base stipule que le portefeuille de marché ( $M$ ) est divisé en deux portefeuilles : un portefeuille de dettes ( $D$ ) et un portefeuille d'actions ( $E$ ). Sous cette hypothèse, la covariance entre les titres d'une entreprise  $i$  et le portefeuille de marché s'écrit comme suit :

$$\sigma_{S_i, M} = \frac{E}{M} \sigma_{S_i, E} + \frac{D}{M} \sigma_{S_i, D}$$

Par conséquent, le *vrai* bêta de l'entreprise  $i$  est :

$$\beta_{S_i} = \frac{\sigma_{S_i, M}}{\sigma_M^2} = \frac{E}{M} \frac{\sigma_{S_i, E}}{\sigma_M^2} + \frac{D}{M} \frac{\sigma_{S_i, D}}{\sigma_M^2}$$

Dans le cas où le portefeuille de dettes est ignoré, le *proxy* du bêta de l'entreprise  $i$  est :

$$\hat{\beta}_{S_i}^E = \frac{\sigma_{S_i, E}}{\sigma_E^2}$$

La relation entre le *vrai* bêta et son *proxy* est :

$$\hat{\beta}_{S_i}^E = \Phi^{-1}[\beta_{S_i} - \Omega \hat{\beta}_{S_i}^D] \quad (6.2.1)$$



avec :

$$\Phi = \frac{E}{M} \frac{\sigma_E^2}{\sigma_M^2}$$

$$\Omega = \frac{D}{M} \frac{\sigma_D^2}{\sigma_M^2}$$

Cette première équation ( 6.2.1) montre que la relation entre le *vrai* bêta et son *proxy* est dépendante de deux composantes. Une première composante commune à tous les titres ( $\Phi^{-1}$ ) et une seconde composante spécifique à chaque entreprise ( $-\Omega \hat{\beta}_{S_i}^D$ ).

Le résultat innovateur par rapport, notamment, aux travaux de Meyers (1972) sur les implications empiriques d'une mauvaise spécification du *vrai* bêta, est le fait que l'erreur du *proxy* du bêta est une fonction de l'endettement de l'entreprise.

### La relation d'équilibre :

- Soit une économie, en temps continu, où le MEDAF est le modèle d'évaluation de tous les actifs :

$$r_i - r_F = \frac{\sigma_{i,M}}{\sigma_M^2} (r_M - r_F) = \beta_i (r_M - r_F) \quad (6.2.2)$$

Cette relation est dérivée du MEDAF inter-temporel de Merton (1975). Les investisseurs sont supposés avoir des fonctions d'utilité logarithmiques.

### Les titres financiers :

- Les titres des entreprises sont considérés comme étant des options d'achat européennes (*European calls*) écrites sur les actifs réels.

- Le capital des entreprises est une combinaison de dettes et d'actions.

- Les dettes sont représentées par des bons de maturité  $T$  et de valeur faciale  $F_i$ .

- Aucun dividende n'est payé avant la date  $T$ .

- A la date  $T$ , toutes les entreprises sont liquidées, les dettes sont payées et les actions constituent des actifs résiduels.

- A la fin de chaque intervalle de temps fini, la distribution des valeurs des actifs est logarithmique et leurs variances par unité de temps sont constantes.
- Il n'existe aucun coût de faillite ni d'autres imperfections.
- Les titres sont infiniment divisibles et les échanges se font en temps continu sur le marché.

La valeur initiale des actions d'une entreprise  $i$  est :

$$S_i = V_i N(d_1)_i - F_i e^{-r_F T} N(d_2)_i \quad (6.2.3)$$

avec :

$V_i$  est la valeur de marché de l'entreprise  $i$ ,

$r_F$  est le taux sans risque,

$N(\cdot)$  est la fonction normale,

$$(d_1)_i \equiv \frac{\ln(V_i/F_i) + (r_F + 0.5\sigma_i^2)T}{\sigma_i \sqrt{T}},$$

$\sigma_i^2$  est la variance de la rentabilité de l'actif  $i$ ,

$$(d_2)_i \equiv (d_1)_i - \sigma_i \sqrt{T}.$$

La valeur initiale des dettes de l'entreprise  $i$  est :

$$B_i = V_i - S_i = V_i N(-d_1)_i + F_i e^{-r_F T} N(d_2)_i$$

### Les variances et covariances :

D'une part, la variance de rentabilité des actions d'une entreprise  $i$  est écrite comme suit :

$$\sigma_{S_i}^2 \equiv E[(r_{S_i} - \bar{r}_{S_i})^2]$$

D'autre part, en appliquant le lemme d'Itô sur la valeur des actions  $S$ , l'expression suivante est obtenue :

$$\Delta S = \frac{\partial S}{\partial V} \Delta V + \frac{\partial S}{\partial t} \Delta t + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 S}{\partial V^2} (\Delta V)^2 = \frac{\partial S}{\partial V} \Delta V + \frac{\partial S}{\partial t} \Delta t + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 S}{\partial V^2} \sigma^2 V^2 \Delta t$$

Quand  $\Delta t \rightarrow 0$  :

$$\Delta S = \frac{\partial S}{\partial V} \Delta V$$

et

$$r_{S_i} \equiv \frac{\Delta S_i}{S_i} = \frac{\partial S_i}{\partial V_i} \frac{1}{S_i} \Delta V_i = \frac{\partial S_i}{\partial V_i} \frac{V_i}{S_i} \frac{\Delta V_i}{V_i} = \frac{\partial S_i}{\partial V_i} \frac{V_i}{S_i} r_i = N(d_1)_i \frac{V_i}{S_i} r_i$$

La variance  $\sigma_{S_i}^2$  devient :

$$\sigma_{S_i}^2 \equiv E[(r_{S_i} - \bar{r}_{S_i})^2] = [N(d_1)_i \frac{V_i}{S_i}]^2 \sigma_i^2 = \eta_{S_i}^2 \sigma_i^2 \quad (6.2.4)$$

### Les portefeuilles :

La covariance d'une action avec le portefeuille de marché peut être écrite comme suit :

$$\sigma_{S_i, M} = \frac{E}{M} \sigma_{S_i, E} + \frac{D}{M} \sigma_{S_i, D} \quad (6.2.5)$$

Par conséquent, le *vrai* bêta est :

$$\beta_{S_i} = \frac{\sigma_{S_i, M}}{\sigma_M^2} = \frac{E}{M} \frac{\sigma_{S_i, E}}{\sigma_M^2} + \frac{D}{M} \frac{\sigma_{S_i, D}}{\sigma_M^2} = \Phi \hat{\beta}_{S_i}^E + \Omega \hat{\beta}_{S_i}^D \quad (6.2.6)$$

L'équation ( 6.2.6) exprime un résultat fondamental. L'erreur d'estimation d'un *proxy* du bêta consiste dans l'omission du dernier terme qui exprime la covariance entre les actions d'une entreprise  $i$  et le portefeuille de dettes de l'économie  $D$ .

Ce terme est en relation avec le niveau d'endettement de l'entreprise. En effet :

$$\hat{\beta}_{S_i}^D = \frac{\sigma_{S_i,D}}{\sigma_D^2}$$

or

$$\sigma_{S_i,D} \equiv E[(r_{S_i} - \bar{r}_{S_i})(r_D - \bar{r}_D)] = E[(N(d_1)_i \frac{V_i}{S_i})(r_i - \bar{r}_i)(r_D - \bar{r}_D)] = \eta_{S_i} \sigma_{i,D}$$

Par conséquent :

$$\hat{\beta}_{S_i}^D = \eta_{S_i} \hat{\beta}_i^D$$

### Les proxies des bêtas des entreprises individuelles :

Sous certaines conditions<sup>1</sup>, le *proxy* du bêta d'une entreprise décroît avec le niveau d'endettement :

$$\frac{\partial \hat{\beta}_i^E}{\partial F_i} < 0$$

Ce premier lemme permet d'aboutir à la proposition suivante :

**Proposition 6.2.1.** *Le rapport entre le vrai bêta et son proxy ( $\frac{\beta_{S_i}}{\hat{\beta}_{S_i}^E}$ ) augmente avec le niveau d'endettement de l'entreprise  $i$ .*

Plus le niveau d'endettement est élevé et les problèmes financiers au sein de l'entreprise sont importants, plus les erreurs d'estimation du *vrai* bêta sont prononcées. Le caractère non aléatoire de ces erreurs présente des conséquences importantes sur l'analyse en coupe transversale des rentabilités.

### Les implications en coupe transversale des proxies des bêtas :

---

<sup>1</sup>Pour plus de détails, voir la démonstration dans Ferguson et Shockley (2003) [80].

La décomposition du *vrai* bêta de l'équation ( 6.2.6) implique la relation d'équilibre suivante pour les rentabilités en excès :

$$r_{S_i} - r_F = [r_M - r_F]\beta_{S_i} = \Phi[r_M - r_F]\hat{\beta}_{S_i}^E + \Omega[r_M - r_F]\hat{\beta}_{S_i}^D \quad (6.2.7)$$

La régression du modèle en coupe transversale peut être écrite comme suit :

$$r_{S_i} - r_F = \gamma_0^* + \gamma_{ME}^*\hat{\beta}_{S_i}^E + \epsilon_{S_i} \quad (6.2.8)$$

Les expressions théoriques exactes de  $\gamma_0^*$  et  $\gamma_{ME}^*$  sont respectivement :

$$\gamma_0^* = [\bar{\hat{\beta}}_S^D - \Delta\bar{\hat{\beta}}_S^E]\Omega(r_M - r_F) \quad (6.2.9)$$

$$\gamma_{ME}^* = [\Phi + \Omega\Delta](r_M - r_F) \quad (6.2.10)$$

avec :

$$\Delta = \frac{cov(\hat{\beta}_S^D, \hat{\beta}_S^E)}{var(\hat{\beta}_S^E)}$$

Les deux équations ( 6.2.9) et ( 6.2.10) présentent un résultat fondamental. Elles permettent d'exprimer d'une manière explicite les erreurs d'estimation dues à l'utilisation d'un portefeuille de marché omettant la dimension de la dette de l'économie. L'erreur d'évaluation de l'équation du MEDAF ( $\gamma_0^*$ ) ne peut être égale à zéro que dans le cas où  $\bar{\hat{\beta}}_S^D = \Delta\bar{\hat{\beta}}_S^E$ . Quant à la prime du marché ( $\gamma_{ME}^*$ ), elle est égale à sa *vraie* valeur dans le seul cas où  $\Delta = 0$ .

En définitive, les variables corrélées à la partie de  $\hat{\beta}^D$ , orthogonale à  $\hat{\beta}^E$ , peuvent s'avérer significatives dans le cas où le portefeuille de marché n'est formé que des actions. Des variables spécifiques à l'entreprise telles que la taille ou le ratio valeur comptable sur valeur de marché sont des variables potentielles pour jouer ce rôle.

Dans la section suivante, une investigation empirique sur la question est menée. L'objectif fixé est de tester la solidité des propositions de Ferguson et Shockley sur le marché français.

### 6.3 La construction des portefeuilles

Cette section expose la méthodologie utilisée pour la construction du portefeuille relatif au niveau d'endettement pour l'échantillon. Dans l'investigation empirique présentée par Ferguson et Shockley (2003) [80], les deux auteurs proposent d'utiliser deux mesures différentes à cet objectif.

Un premier portefeuille, fondé sur le ratio dettes sur actions, est associé au niveau relatif d'endettement de l'entreprise.

Un second portefeuille, construit sur la base du score  $Z$  de la situation financière (*Altman's Z-score*), exprime la relative détresse financière de la firme.

Comme le précisent les auteurs, la distinction entre l'endettement relatif et la situation financière relative est importante. Ce sont deux mesures différentes. Un endettement élevé n'est pas synonyme d'une situation financière fragile comme un faible endettement ne va pas toujours dans le sens d'une situation financière saine.

Néanmoins, la base de données permet de construire le seul portefeuille d'endettement relatif. Pour l'échantillon des 636 titres du marché français, exposé en détails dans le chapitre trois, les données sur le ratio d'endettement sont disponibles pour seulement 341 titres. Ces données permettent de couvrir la période de juillet 1984 à juin 2001 (204 mois).

Chaque année, les titres sont classés dans trois classes de ratio d'endettement<sup>2</sup> : faible, moyen et élevé. Le nombre moyen des titres classés annuellement dans

---

<sup>2</sup>Le ratio d'endettement est extrait de la base Datastream. Il est défini comme étant le rapport entre le total des dettes sur le total des fonds propres. Le montant des fonds propres est net du montant des actifs intangibles.

chaque groupe est de 48. Il varie de 8 pour la valeur la plus faible à 105 titres pour la valeur la plus élevée. Le ratio d'endettement annuel moyen est de 0.314 pour le groupe faible, 0.963 pour le groupe moyen et 10.422 pour le groupe élevé. Chaque mois, les rentabilités mensuelles, pondérées par la capitalisation boursière, des trois classes du ratio d'endettement sont calculées. La rentabilité du portefeuille de dettes ( $L$ ) est définie comme étant la différence de rentabilité entre le portefeuille à ratio d'endettement élevé et celle du portefeuille à ratio d'endettement faible, divisée par deux.

**TAB. 6.1 – Corrélation entre les portefeuilles de marché,  $SMB$ ,  $HML$  et de dettes : juillet 1984/juin 2001 (204 mois)**

	Mktpond.	SMB	HML	L
Mktpond.	1.00			
SMB	-0.081	1.00		
HML	0.051	0.189	1.00	
L	0.111	-0.108	0.296	1.00

La rentabilité mensuelle moyenne du portefeuille de dettes ( $L$ ) est seulement de 0.09% avec un  $t$ -statistique de 0.519 sur la période de juillet 1984 à juin 2001. Le tableau 6.1, regroupant les corrélations entre les rentabilités mensuelles des portefeuilles de marché,  $HML$ ,  $SMB$  et de dettes, montre que la corrélation la plus élevée est relative aux deux portefeuilles  $HML$  et  $L$ . Elle est de 0.296. Dans le cas où une meilleure performance des entreprises à ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé par rapport à celles à ratio faible est enregistrée, les entreprises à ratio d'endettement élevé réalisent une rentabilité plus élevée que les entreprises à ratio d'endettement faible. Quant au portefeuille  $SMB$ , il présente une corrélation négative avec le portefeuille de dettes. Enfin,  $HML$  et  $SMB$  présentent la deuxième corrélation la plus élevée. Elle est de l'ordre 0.189.

Les résultats des régressions en séries temporelles des rentabilités mensuelles des portefeuilles de marché,  $HML$  et  $SMB$  sur celles du portefeuille de dettes ( $L$ ) sont groupés dans le tableau 6.2. La régression des rentabilités du portefeuille  $HML$  présente le coefficient de détermination ajusté le plus élevé (8.32%). Quant aux deux autres régressions, les coefficients du portefeuille de dettes ne sont pas significativement différents de zéro et les  $R^2$  ajustés sont seulement de 0.76% et 0.68%. La variation temporelle des rentabilités du portefeuille de dettes n'explique pas celle des rentabilités des portefeuilles de marché,  $HML$  et  $SMB$ .

Dans le même courant d'idées, les rentabilités mensuelles du portefeuille de dettes sont régressées sur celles des portefeuilles  $SMB$  et  $HML$ . Ces deux derniers portefeuilles expliquent seulement 10.7% de la variation temporelle des rentabilités du portefeuille de dettes. Seul le coefficient de  $HML$  est significativement différent de zéro avec un  $t$ -statistique de 3.076. Il a une valeur de 0.132. Quant au coefficient de  $SMB$ , il est négatif (-0.088) avec un  $t$ -statistique de l'ordre de -1.809.

Les régressions du tableau 6.2 permet de définir deux portefeuilles,  $SMB^\perp$  et  $HML^\perp$ . Comme Ferguson et Shockley (2003) [80],  $SMB^\perp$  représente le portefeuille  $SMB$  orthogonal au portefeuille de dettes. La rentabilité mensuelle de ce portefeuille est calculée comme étant la somme de l'ordonnée à l'origine estimée et du résidu mensuel de la régression  $SMB = \alpha_i + d_i L + \epsilon_i$ .

De la même manière, le portefeuille  $HML^\perp$  est défini comme étant le portefeuille  $HML$  orthogonal au portefeuille de dettes. Sa rentabilité mensuelle est égale à l'ordonnée à l'origine estimée plus le résidu mensuel de la régression  $HML = \alpha_i + d_i L + \epsilon_i$ .

Enfin, le portefeuille de dettes orthogonal aux portefeuilles  $HML$  et  $SMB$  est noté  $L^\perp$ . Chaque mois, l'ordonnée à l'origine estimée est additionnée au résidu de la régression  $L = \alpha_i + s_i SMB + h_i HML + \epsilon_i$ .

Ces trois portefeuilles,  $SMB^\perp$ ,  $HML^\perp$  et  $L^\perp$ , sont considérés comme variables



TAB. 6.2 – Régressions des rentabilités mensuelles des portefeuilles de marché, *HML* et *SMB* sur le portefeuille de dettes : juillet 1984/juin 2001

Ce tableau regroupe les coefficients, leurs *t*-statistiques (entre parenthèses), les coefficients de détermination ajustés ( $R^2$ ) et la statistiques de Durbin-Watson des régressions en séries temporelles des rentabilités des portefeuilles de marché (*Mktpond.*), *HML* et *SMB* sur le portefeuille de dettes (*L*). Utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires et corrigeant les *t*-statistiques de l'hétéroscédasticité des erreurs par la matrice de White, les rentabilités mensuelles en excès sont régressées comme suit :

$$R_i - R_f = \alpha_i + d_i L + \epsilon_i.$$

	$\alpha$	$d$	$R^2$ ajusté	$DW$
Mktpond.	0.012 (2.935)	0.253 (1.170)	0.007	1.782
HML	0.003 (0.869)	0.732 (2.145)	0.083	2.082
SMB	0.010 (3.050)	-0.208 (-0.883)	0.006	1.989

explicatives dans les régressions en séries temporelles de la section suivante.

Dans l'ensemble des régressions en séries temporelles, les rentabilités mensuelles en excès des seize portefeuilles, détaillés dans le chapitre trois, sont considérées comme variables dépendantes. Ces portefeuilles sont obtenus à partir de l'intersection des deux classements, simultanés et indépendants, de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché.

Les rentabilités de ces portefeuilles sont régressées sur celles des portefeuilles de marché et de dettes (voir tableau 6.3). La valeur moyenne des coefficients de détermination ajustés est de 55.93%. Ces coefficients sont compris entre 11.8% pour la valeur la plus faible (le portefeuille du deuxième groupe de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé) et 90.1% pour la valeur la plus élevée (le portefeuille de grandes entreprises à ratio valeur comptable sur valeur de marché faible).

Tous les coefficients  $\beta$ s sont significativement différents de zéro. Quant aux coefficients de dettes, seulement trois sont significativement différents de zéro. Ils présentent une disparité de comportement. Le coefficient le plus élevé est de 0.921 et la valeur la plus faible est de -1.548.

**TAB. 6.3 – Régressions des rentabilités mensuelles en excès des 16 portefeuilles sur celles des portefeuilles de marché et de dettes : juillet 1984/juin 2001**

Les rentabilités mensuelles en excès des seize portefeuilles sont régressées sur celles des portefeuilles de marché et de dettes. Ce tableau regroupe les coefficients, leurs  $t$ -statistiques corrigés de l'hétéroscédasticité des erreurs par la matrice de White (entre parenthèses), les coefficients de détermination ajustés  $R^2$  et la statistique de Durbin-Watson de ces régressions.

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + d_iL + \epsilon_i.$$

<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>								
	Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<i>Taille</i>	$\alpha$				$\beta$			
Petite	0.008 (1.234)	0.018 (3.156)	0.015 (3.717)	0.019 (4.639)	1.160 (6.865)	1.054 (7.868)	0.781 (8.969)	0.831 (8.165)
2	0.007 (2.141)	0.003 (1.304)	0.003 (1.248)	0.016 (1.925)	0.911 (11.188)	0.762 (12.725)	0.812 (12.452)	1.234 (2.684)
3	0.002 (0.732)	0.002 (1.136)	0.002 (1.000)	0.006 (2.032)	0.984 (13.449)	0.926 (14.053)	0.841 (11.731)	0.965 (15.571)
Grande	-0.002 (-1.747)	-0.000 (-0.342)	-0.000 (-0.147)	-0.002 (-0.806)	1.036 (37.795)	0.959 (31.180)	0.995 (21.526)	0.986 (9.529)
	$d$				$R^2$ ajusté			
Petite	-0.988 (-1.651)	-1.548 (-2.860)	-0.314 (-1.214)	0.225 (1.427)	0.319	0.405	0.366	0.380
2	-0.453 (-1.655)	-0.007 (-0.084)	0.202 (1.583)	0.921 (1.188)	0.512	0.625	0.574	0.118
3	-0.734 (-2.319)	-0.373 (-1.584)	0.119 (0.977)	0.403 (2.631)	0.623	0.668	0.636	0.592
Grande	-0.107 (-1.292)	0.163 (1.885)	0.106 (0.824)	-0.068 (-0.217)	0.901	0.892	0.784	0.555

Tableau 6.3 (suite)

<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>				
	Faible	2	3	Élevé
<i>Taille</i>				
		<b>Durbin Watson</b>		
Petite	2.065	1.694	1.619	1.928
2	1.832	2.093	1.923	2.033
3	1.907	1.705	2.149	2.113
Grande	1.951	2.115	2.173	2.227

## 6.4 Les résultats empiriques des portefeuilles de marché, *HML*, *SMB* et de dettes

Cette section synthétise l'ensemble des régressions en séries temporelles et en coupe transversale du MEDAF et du modèle à trois facteurs en présence du portefeuille de dettes. Dans un premier temps, les résultats des régressions en séries temporelles des seize portefeuilles, présentés auparavant, sur les rentabilités des portefeuilles de marché, *SMB*, *HML* et de dettes sont exposés.

Dans Ferguson et Shockley (2003) [80], les mesures de dettes (le ratio d'endettement et le score de la situation financière) n'expliquent pas les rentabilités en séries temporelles, cependant elles présentent de meilleurs résultats dans le cas des régressions en coupe transversale. Selon les deux auteurs, ce résultat est une conséquence logique du fait que les rentabilités moyennes des deux portefeuilles sont faibles. Ces faibles rentabilités génèrent des erreurs d'évaluation plus élevées.

### 6.4.1 Les régressions en séries temporelles

En utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires et en corrigeant les  $t$ -statistiques de l'hétéroscédasticité par la matrice de White, les rentabilités mensuelles en excès des seize portefeuilles sont régressées comme suit :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + d_iL + s_iSMB^\perp + h_iHML^\perp + \epsilon_i. \quad (6.4.1)$$

Le tableau 6.4 regroupe les coefficients, leurs  $t$ -statistiques (entre parenthèses), les coefficients de détermination ( $R^2$ ) ajustés et la statistique de Durbin-Watson des seize régressions en séries temporelles.  $SMB^\perp$  et  $HML^\perp$  représentent les parties de  $SMB$  et  $HML$  orthogonales au portefeuille de dettes.

Seules trois ordonnées à l'origine parmi seize sont significativement différentes de zéro. La partie du portefeuille  $SMB$  orthogonale au portefeuille de dettes permet d'expliquer une partie de la variation temporelle des rentabilités. Les coefficients de  $SMB^\perp$  présentent des  $t$ -statistiques supérieurs à deux dans douze cas. Quant aux coefficients de  $HML^\perp$ , les résultats sont moins concluants. seuls huit coefficients sont significativement différents de zéro.

**TAB. 6.4 – Régressions des rentabilités mensuelles en excès des 16 portefeuilles sur celles des portefeuilles de marché, *SMB*, *HML* et de dettes : juillet 1984/juin 2001**

Les coefficients, leurs *t*-statistiques (entre parenthèses), les coefficients de détermination ( $R^2$ ) ajustés et la statistique de Durbin-Watson des seize régressions en séries temporelles sont groupés dans le tableau suivant.  $SMB^\perp$  et  $HML^\perp$  représentent, respectivement, les portions des portefeuilles *SMB* et *HML* orthogonales au portefeuille de dettes. En utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires et en corrigeant les *t*-statistiques de l'hétéroscédasticité par la matrice de White, les rentabilités mensuelles en excès des seize portefeuilles sont régressées comme suit :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + d_iL + s_iSMB^\perp + h_iHML^\perp + \epsilon_i.$$

<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>								
	Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<i>Taille</i>	$\alpha$				$\beta$			
Petite	-0.001 (-0.320)	0.008 (1.964)	0.008 (2.347)	0.013 (3.362)	1.244 (11.536)	1.127 (11.313)	0.819 (12.072)	0.859 (8.750)
2	-0.000 (-0.203)	0.000 (0.005)	-0.001 (-0.492)	-0.016 (-2.554)	0.968 (19.559)	0.783 (13.975)	0.839 (13.977)	1.326 (7.851)
3	-0.003 (-1.440)	-0.001 (-0.743)	-0.000 (-0.078)	0.004 (1.428)	1.027 (17.618)	0.957 (20.940)	0.856 (12.347)	0.970 (14.973)
Grande	-0.001 (-1.169)	-0.000 (-0.242)	0.000 (0.123)	0.000 (0.245)	1.034 (35.284)	0.961 (34.621)	0.991 (21.588)	0.946 (15.091)
	$d$				$s$			
Petite	-0.549 (-2.253)	-1.134 (-3.741)	-0.069 (-0.331)	0.418 (1.872)	1.104 (6.090)	1.038 (6.032)	0.610 (4.887)	0.480 (2.493)
2	-0.127 (-1.129)	0.118 (0.992)	0.379 (2.565)	1.839 (4.300)	0.819 (15.137)	0.314 (3.117)	0.441 (3.504)	2.258 (5.577)
3	-0.500 (-3.793)	-0.193 (-1.472)	0.216 (1.596)	0.459 (2.855)	0.588 (7.116)	0.449 (5.623)	0.242 (2.299)	0.137 (1.416)
Grande	-0.130 (-1.519)	0.168 (2.413)	0.084 (0.619)	-0.254 (-1.338)	-0.054 (-0.933)	0.012 (0.382)	-0.053 (-0.974)	-0.470 (-5.417)

Tableau 6.4 (suite)

<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>								
	Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<i>Taille</i>	<i>h</i>				<i>R<sup>2</sup> ajusté</i>			
Petite	-0.851 (-4.677)	-0.530 (-3.699)	-0.077 (-0.643)	0.043 (0.217)	0.607	0.648	0.517	0.469
2	-0.386 (-8.704)	-0.080 (-0.864)	-0.043 (-0.350)	2.109 (5.010)	0.831	0.695	0.684	0.859
3	-0.368 (-5.597)	-0.184 (-2.795)	-0.020 (-0.217)	0.117 (1.237)	0.813	0.781	0.669	0.610
Grande	-0.085 (-1.527)	-0.081 (-3.343)	0.005 (0.107)	0.556 (6.876)	0.911	0.897	0.783	0.778

**Durbin Watson**

Petite	1.962	1.940	1.685	1.867
2	1.919	2.096	1.918	1.909
3	2.126	1.709	2.234	2.136
Grande	2.021	2.067	2.161	1.996

L'ensemble de ces observations suggère une conclusion préliminaire concernant la contribution marginale des portefeuilles  $SMB^\perp$  et  $HML^\perp$  dans l'explication des rentabilités. Il faut noter que la portion des portefeuilles  $SMB$  et  $HML$  orthogonale au portefeuille de dettes donne des éclaircissements sur la variation temporelle des rentabilités. Le seul portefeuille de dettes n'explique pas la totalité des primes de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché.

En outre, les coefficients du portefeuille  $SMB^\perp$  sont plus élevés pour le groupe des petites capitalisations par rapport aux grandes. De même, les coefficients  $HML^\perp$  sont en relation positive avec le ratio valeur comptable sur valeur de marché. Ils prennent des valeurs négatives pour les entreprises à ratio faible et des valeurs positives pour les entreprises à ratio élevé. Quant aux coefficients du portefeuille de dettes, ils ne sont en relation avec aucun des deux types de classifications. Néanmoins, ils sont statistiquement significatifs ( $t$ -statistique supérieur à deux) dans sept cas. Après avoir écarté la variation en relation avec le portefeuille de dettes, les facteurs  $SMB$  et  $HML$  gardent leur capacité explicative dans les régressions en séries temporelle des rentabilités des portefeuilles.



**TAB. 6.5 – Régressions des rentabilités mensuelles en excès des seize portefeuilles sur celles des portefeuilles de marché, *SMB*, *HML*, et de dettes : juillet 1984/ juin 2001 (204 mois)**

Ce tableau groupe les coefficients, leurs *t*-statistiques (entre parenthèses), les coefficients de détermination  $R^2$  ajustés et la statistique de Durbin-Watson des seize régressions en séries temporelles. La méthode utilisée est celle des moindres carrés ordinaires et les *t*-statistiques sont corrigés de l'hétéroscédasticité par la matrice de White. La régression est de la forme suivante :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + d_i L^{\perp} + s_i SMB + h_i HML + \epsilon_i.$$

<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>								
	Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<i>Taille</i>	$\alpha$				$\beta$			
Petite	-0.001 (-0.320)	0.008 (1.964)	0.008 (2.347)	0.013 (3.362)	1.244 (11.536)	1.127 (11.313)	0.819 (12.072)	0.859 (8.750)
2	-0.000 (-0.203)	0.000 (0.005)	-0.001 (-0.492)	-0.016 (-2.554)	0.968 (19.559)	0.783 (13.975)	0.839 (13.977)	1.326 (7.851)
3	-0.003 (-1.440)	-0.001 (-0.743)	-0.000 (-0.078)	0.004 (1.428)	1.027 (17.618)	0.957 (20.940)	0.856 (12.347)	0.970 (14.973)
Grande	-0.001 (-1.169)	-0.000 (-0.242)	0.000 (0.123)	0.000 (0.245)	1.034 (35.284)	0.961 (34.621)	0.991 (21.588)	0.946 (15.091)
	$d$				$s$			
Petite	-0.155 (-0.554)	-0.962 (-3.425)	-0.140 (-0.651)	0.286 (1.485)	1.118 (6.447)	1.123 (6.180)	0.623 (5.023)	0.455 (2.342)
2	-0.014 (-0.117)	0.112 (1.135)	0.319 (2.727)	-0.176 (-0.539)	0.820 (16.153)	0.304 (2.952)	0.412 (3.212)	2.274 (5.577)
3	-0.353 (-3.105)	-0.152 (-1.297)	0.181 (1.574)	0.344 (2.273)	0.620 (7.147)	0.462 (5.447)	0.226 (2.085)	0.106 (1.101)
Grande	-0.055 (-0.780)	0.225 (3.080)	0.092 (0.629)	-0.564 (-2.658)	-0.049 (-0.815)	-0.007 (-0.218)	-0.061 (-1.169)	-0.420 (-5.202)

Tableau 6.5 (suite)

<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>								
	Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<i>Taille</i>	<i>h</i>				<i>R<sup>2</sup> ajusté</i>			
Petite	-0.872 (-5.229)	-0.658 (-4.307)	-0.095 (-0.842)	0.081 (0.422)	0.607	0.648	0.517	0.469
2	-0.388 (-10.402)	-0.065 (-0.705)	-0.001 (-0.010)	2.085 (5.105)	0.831	0.695	0.684	0.859
3	-0.415 (-5.693)	-0.204 (-2.848)	0.003 (0.031)	0.163 (1.753)	0.813	0.781	0.669	0.610
Grande	-0.093 (-1.613)	-0.051 (-2.260)	0.017 (0.408)	0.481 (7.076)	0.911	0.897	0.783	0.778

Durbin Watson

Petite	1.962	1.940	1.685	1.867
2	1.919	2.096	1.918	1.909
3	2.126	1.709	2.234	2.136
Grande	2.021	2.067	2.161	1.996

La deuxième hypothèse à tester est celle de la contribution marginale du portefeuille de dettes dans les régressions en séries temporelles. Dans ce cas,  $L^\perp$  est la portion du portefeuille de dettes orthogonale aux portefeuilles  $SMB$  et  $HML$ . Le tableau 6.5 résume les résultats de ce test. De la même sorte, la méthode des moindres carrés ordinaires est utilisée. Les  $t$ -statistiques sont corrigés de l'hétéroscédasticité par la matrice de White. La régression prend la forme suivante :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + d_i L^\perp + s_i SMB + h_i HML + \epsilon_i. \quad (6.4.2)$$

Les coefficients du portefeuille de dettes demeurent significativement différents de zéro dans six cas. Ils ne présentent pas de relation particulière avec les deux classements de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché. En outre, les deux portefeuilles  $HML$  et  $SMB$  ne captent pas l'effet de dettes. L'ajout de  $L^\perp$  a augmenté les coefficients de détermination ajustés dans douze régressions parmi les seize. Dans le but d'étudier en détails la question de la contribution marginale du portefeuille de dettes, la sous-section suivante expose les résultats des régressions en coupe transversale.

### 6.4.2 Les régressions en coupe transversale

La méthodologie utilisée pour les régressions en coupe transversale est celle à deux étapes de Fama et MacBeth (1973) [79]. Pour chacun des seize portefeuilles, les rentabilités mensuelles en excès sont régressées sur celles des variables explicatives en séries temporelles. Cinq modèles sont spécifiés : le MEDAF, un modèle avec les portefeuilles de marché et de dettes, le modèle à trois facteurs, un modèle avec les portefeuilles de marché, de dettes,  $SMB^\perp$  et  $HML^\perp$  et un modèle avec les portefeuilles de marché,  $L^\perp$ ,  $SMB$  et  $HML$ . Les régressions en séries temporelles sont faites sur des périodes de cinq ans (la période d'estimation) et sont refaites

chaque mois (juillet 1984/juin 1989, août 1984/juillet 1989, etc).

Les coefficients estimés lors de la première étape ( $\hat{\beta}_i$ ) sont considérés comme variables explicatives dans une série de 144 régressions en coupe transversale. Chaque mois, les rentabilités en excès des seize portefeuilles sont régressées sur les coefficients estimés ( $\hat{\beta}_i$ ). A titre d'exemple, les rentabilités mensuelles en excès des seize portefeuilles de juillet 1989 sont régressées sur les coefficients estimés ( $\hat{\beta}_i$ ) sur la période de juillet 1984 à juin 1989.

Enfin, les coefficients estimés en coupe transversale du modèle sont définis comme étant la moyenne arithmétique des coefficients estimés lors de la deuxième étape ( $\hat{\gamma}_j$ ). Comme dans Fama et MacBeth, les  $t$ -statistiques de ces coefficients sont calculés de la manière suivante :  $t(\overline{\hat{\gamma}_j}) = \frac{\overline{\hat{\gamma}_j}}{std(\hat{\gamma}_j)/\sqrt{n}}$  avec  $n$  est le nombre de mois.

L'ensemble des résultats des régressions en coupe transversale est résumé dans le tableau 6.6. Le panel A du tableau 6.6 donne les résultats relatifs au MEDAF. Le coefficient de détermination moyen ( $R^2$ ) des 144 régressions en coupe transversale est de 11.12%. L'ajout des portefeuilles *SMB* et *HML* aux régressions permet d'augmenter ce coefficient. Il est égal à 34.22% (panel B).

Le panel C présente les résultats d'une variante du modèle suggéré par Ferguson et Shockley. La prime par unité de risque  $\beta_i^L$  est faible et négative. Elle présente un  $t$ -statistique de -1.133.

La comparaison des résultats des panels D et E permet de distinguer les effets du portefeuille de dettes de ceux des portefeuilles *SMB* et *HML*.

TAB. 6.6 – Régressions en coupe-transversale : juillet 1984/juin 2001

<b>Panel A : le MEDAF</b>				
$R_{i,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_{Mkt} \hat{\beta}_i^{Mkt} + \epsilon_{i,t}$				
	$\gamma_0$	$\gamma_{Mkt}$		
Coefficient	0.0271	-0.0145		
t-statistique	(2.735)	(-1.656)		
$R^2 = 11.12\%$				
<b>Panel B : le modèle à trois facteurs</b>				
$R_{i,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_{Mkt} \hat{\beta}_i^{Mkt} + \gamma_{SMB} \hat{\beta}_i^{SMB} + \gamma_{HML} \hat{\beta}_i^{HML} + \epsilon_{i,t}$				
	$\gamma_0$	$\gamma_{Mkt}$	$\gamma_{SMB}$	$\gamma_{HML}$
Coefficient	0.0194	-0.0094	0.0096	-0.0046
t-statistique	(1.691)	(-0.827)	(2.199)	(-1.184)
$R^2 = 34.22\%$				
<b>Panel C : les portefeuilles de marché et de dettes</b>				
$R_{i,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_{Mkt} \hat{\beta}_i^{Mkt} + \gamma_L \hat{\beta}_i^L + \epsilon_{i,t}$				
	$\gamma_0$	$\gamma_{Mkt}$	$\gamma_L$	
Coefficient	0.0201	-0.0073	-0.0032	
t-statistique	(1.897)	(-0.717)	(-1.133)	
$R^2 = 20.05\%$				

Tableau 6.6 (suite)

**Panel D : le modèle à trois facteurs avec la contribution marginale du portefeuille de dettes**

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_{Mkt} \hat{\beta}_i^{Mkt} + \gamma_{L^\perp} \hat{\beta}_i^{L^\perp} + \gamma_{SMB} \hat{\beta}_i^{SMB} + \gamma_{HML} \hat{\beta}_i^{HML} + \epsilon_{i,t}$$

	$\gamma_0$	$\gamma_{Mkt}$	$\gamma_{L^\perp}$	$\gamma_{SMB}$	$\gamma_{HML}$
Coefficient	0.0155	-0.0054	0.0016	0.0092	-0.0044
t-statistique	(1.312)	(-0.458)	(0.371)	(2.079)	(-1.109)

$R^2 = 40.25\%$

---

**Panel E : les portefeuilles de marché et de dettes avec la contribution marginale de SMB et HML**

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_{Mkt} \hat{\beta}_i^{Mkt} + \gamma_L \hat{\beta}_i^L + \gamma_{SMB^\perp} \hat{\beta}_i^{SMB^\perp} + \gamma_{HML^\perp} \hat{\beta}_i^{HML^\perp} + \epsilon_{i,t}$$

	$\gamma_0$	$\gamma_{Mkt}$	$\gamma_L$	$\gamma_{SMB^\perp}$	$\gamma_{HML^\perp}$
Coefficient	0.0155	-0.0054	0.0002	0.0092	-0.0045
t-statistique	(1.312)	(-0.458)	(0.042)	(1.806)	(-0.983)

$R^2 = 40.25\%$

En effet, le panel D du tableau 6.6 résume les résultats du modèle qui intègre les trois facteurs et le portefeuille de dettes. La prime par unité de risque  $\beta_i^{L^\perp}$  est positive. Néanmoins, elle n'est pas significativement différente de zéro. En outre, la prime par unité de risque *SMB* est positive et elle est statistiquement différente de zéro. Quant aux primes de risque de marché ( $\beta_i^{Mkt}$ ) et *HML*, elles sont négatives avec des *t*-statistiques inférieurs à deux.

Au niveau du panel E, l'analyse porte sur la variation des primes de risque *SMB* et *HML* après avoir éliminé la variation commune avec le portefeuille de dettes. Les résultats présentés sont relatifs au modèle qui intègre les portefeuilles de marché, de dettes,  $SMB^\perp$  et  $HML^\perp$ . Aussi bien pour le panel D que E, le coefficient de détermination moyen des régressions en coupe transversale est de

40.25%. Les quatre portefeuilles considérés expliquent en moyenne quarante pour cent des variations des rentabilités des titres. La prime par unité de risque  $\beta_i^L$  estimée reste positive et non significative. Après avoir éliminé la variation commune avec le portefeuille de dettes, la prime du portefeuille *SMB* n'est plus significative. Néanmoins, elle demeure la prime la plus élevée. En outre, les primes de risque de marché ( $\beta_i^{Mkt}$ ) et *HML* restent négatives.

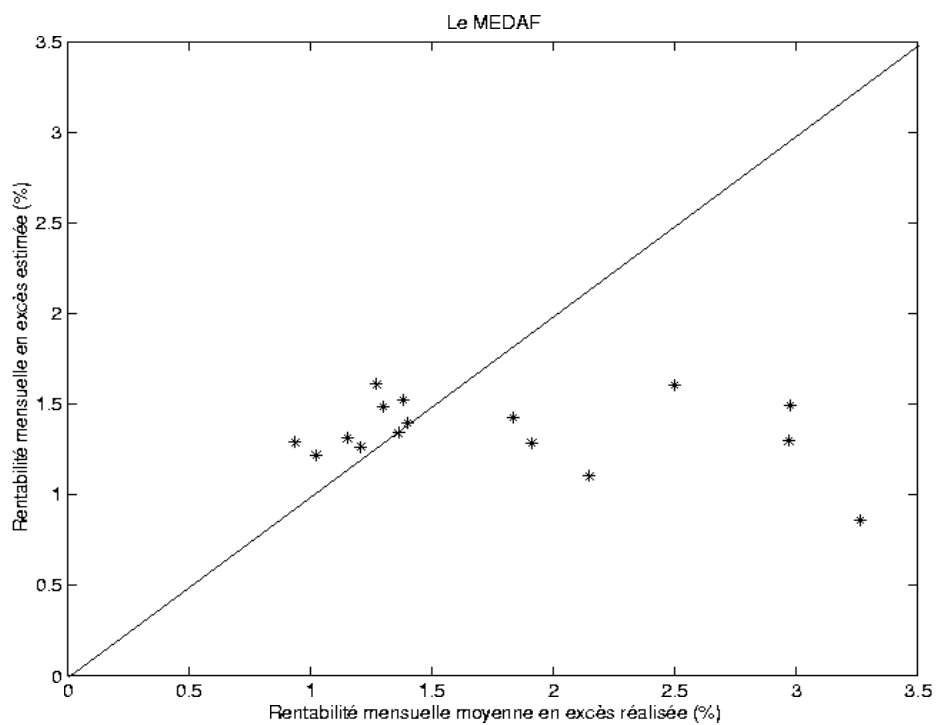
Les graphiques de 1 à 5 (figure 6.1) illustrent les résultats du tableau 6.6. Ils retracent les rentabilités mensuelles en excès estimées en fonction des rentabilités mensuelles moyennes réalisées des seize portefeuilles pour les cinq modèles. L'amélioration additionnelle d'un modèle est mesurée par un plus grand nombre de points autour de la diagonale.

Le modèle à trois facteurs (panel B) est meilleur que le modèle qui intègre les seuls portefeuilles de marché et de dettes (panel C). Néanmoins, les graphiques 4 (panel D) et 5 (panel E) montrent que l'ajout du portefeuille de dettes permet d'obtenir une amélioration additionnelle, comparé au cas du modèle à trois facteurs. Les points sont plus serrés autour de la diagonale.

FIG. 6.1 – Rentabilités mensuelles en excès estimées et réalisées des seize portefeuilles : juillet 1984/juin 2001

*Panel A : le MEDAF*

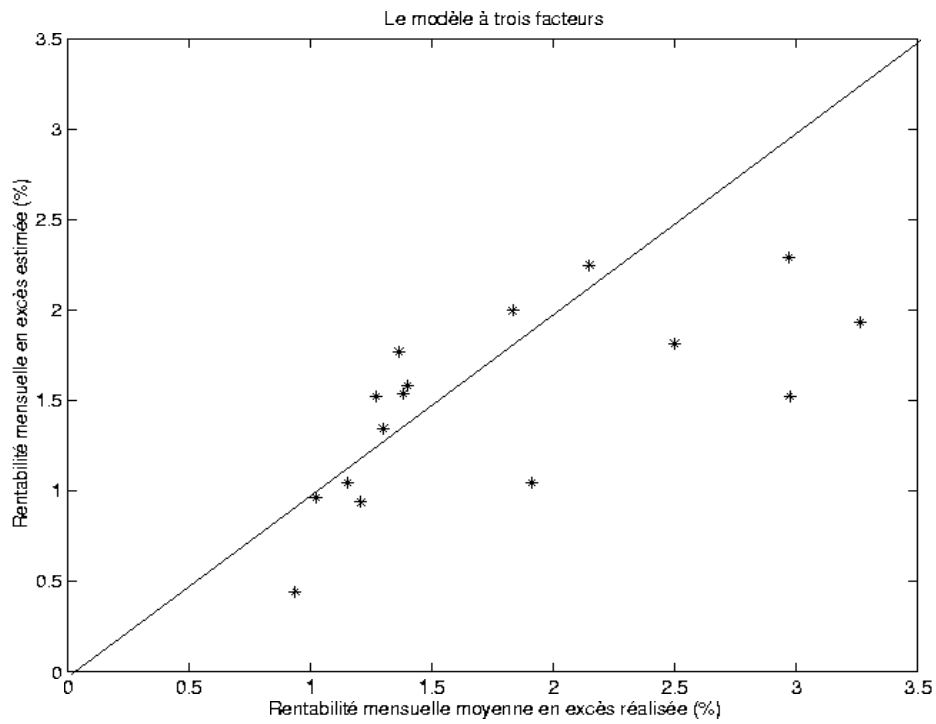
$$R_{i,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_{Mkt} \hat{\beta}_i^{Mkt} + \epsilon_{i,t}$$





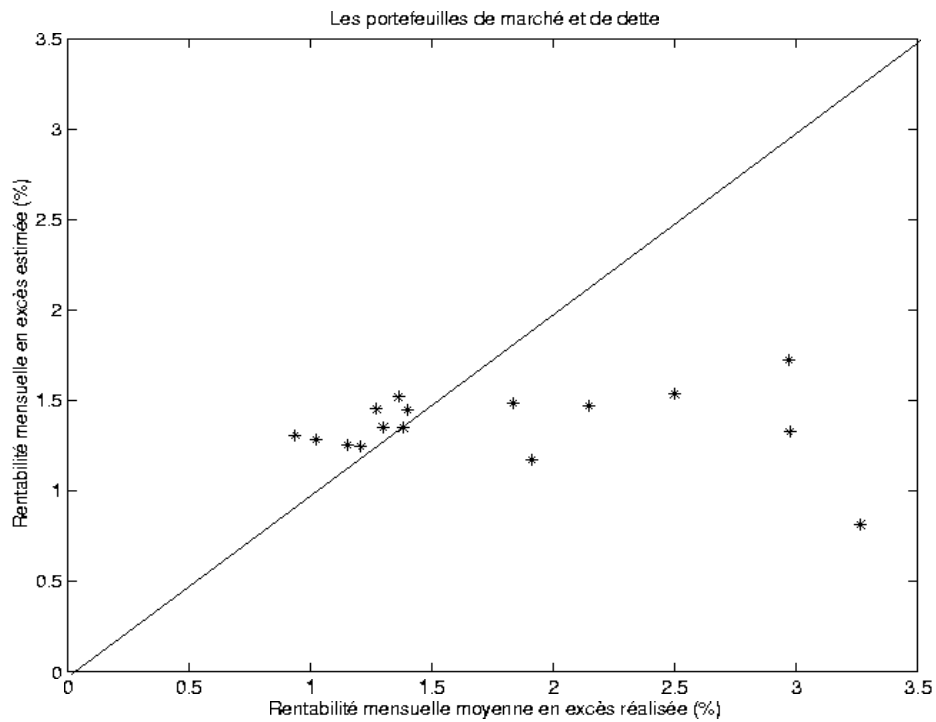
*Panel B : le modèle à trois facteurs*

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_{Mkt} \hat{\beta}_i^{Mkt} + \gamma_{SMB} \hat{\beta}_i^{SMB} + \gamma_{HML} \hat{\beta}_i^{HML} + \epsilon_{i,t}$$



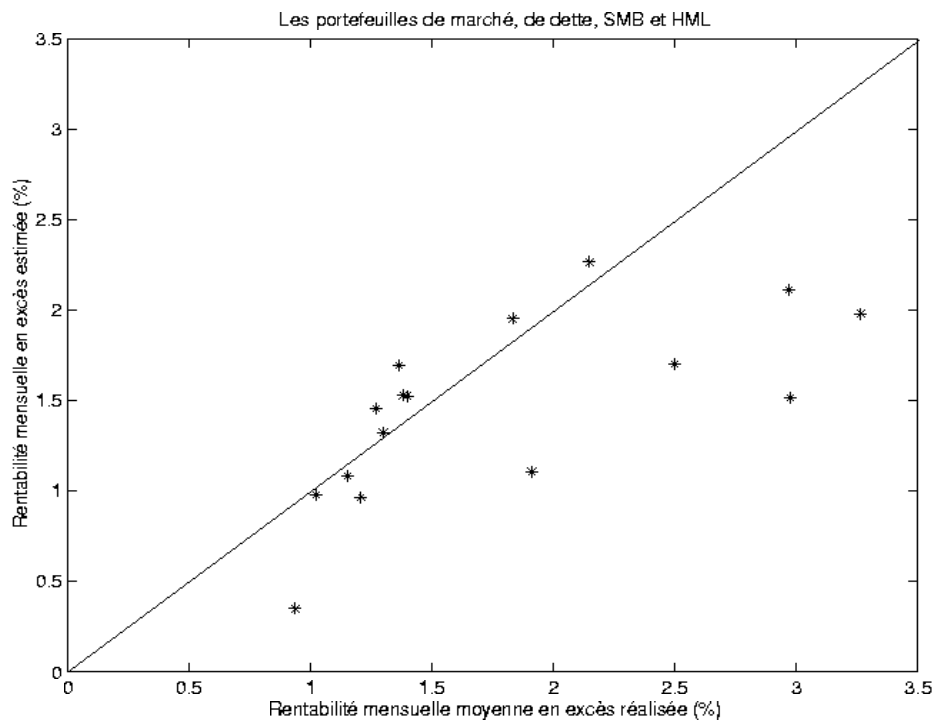
*Panel C : les portefeuilles de marché et de dettes*

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_{Mkt} \hat{\beta}_i^{Mkt} + \gamma_L \hat{\beta}_i^L + \epsilon_{i,t}$$



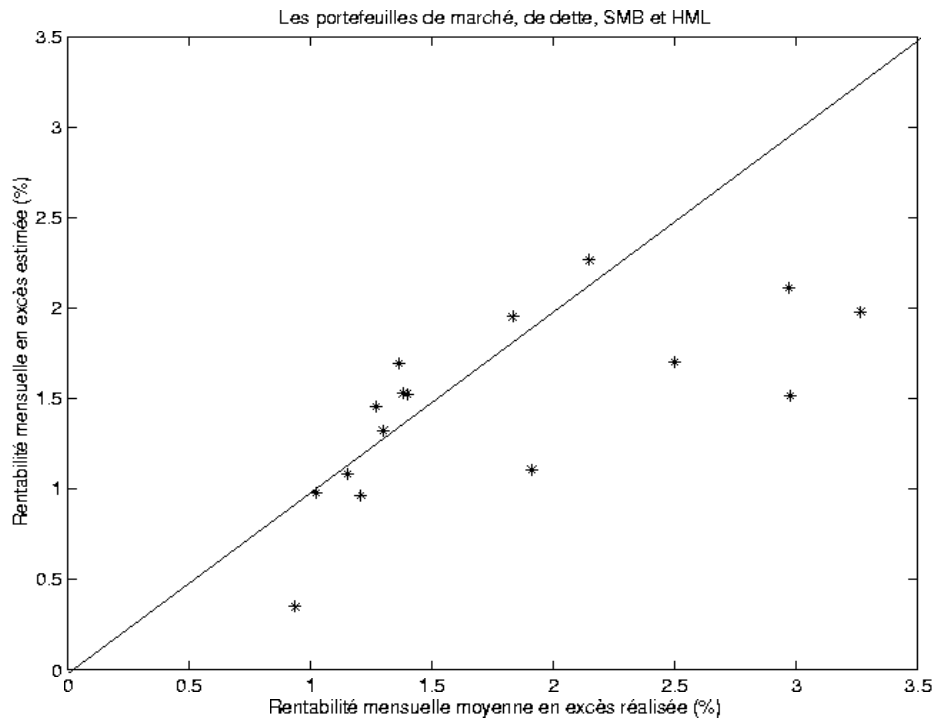
*Panel D : le modèle à trois facteurs avec la contribution marginale du portefeuille de dettes*

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_{Mkt} \hat{\beta}_i^{Mkt} + \gamma_{L^\perp} \hat{\beta}_i^{L^\perp} + \gamma_{SMB} \hat{\beta}_i^{SMB} + \gamma_{HML} \hat{\beta}_i^{HML} + \epsilon_{i,t}$$



*Panel E : les portefeuilles de marché et de dettes avec la contribution marginale de SMB et HML*

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_{Mkt} \hat{\beta}_i^{Mkt} + \gamma_L \hat{\beta}_i^L + \gamma_{SMB} \hat{\beta}_i^{SMB} + \gamma_{HML} \hat{\beta}_i^{HML} + \epsilon_{i,t}$$



## 6.5 Conclusion

La littérature financière offre des explications multiples aux effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché. A l'encontre de Fama et French (1993) pour qui les portefeuilles de marché, *SMB* et *HML* expliquent les rentabilités des actions, Ferguson et Shockley (2003) discutent la question du *vrai* portefeuille de marché. Ils démontrent que les effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché ne forment qu'un résultat factice dû à une mauvaise spécification du portefeuille de marché. Les portefeuilles *HML* et *SMB* donnent une bonne explication des rentabilités parce qu'ils sont corrélés au facteur de risque, omis, lié à la dette. Ce pouvoir explicatif disparaît en présence des portefeuilles représentant la dimension de la dette de l'économie, omise dans le portefeuille de marché.

Dans ce chapitre, la proposition de Ferguson et Shockley (2003) est discutée. En effet, dans une première partie du travail, le développement théorique des deux auteurs est exposé. Ensuite, une investigation empirique, la première en la matière, dans le cas du marché français est faite. Cette deuxième partie témoigne de la richesse des résultats de l'étude.

L'objectif de départ était d'étudier les portefeuilles de marché, *SMB*, *HML* et de dettes dans l'explication des rentabilités tant en séries temporelles qu'en coupe transversale. La base de données a permis de construire un seul type de portefeuille sur la base de la mesure de l'endettement. Le ratio d'endettement a été considéré dans cette classification. La période couverte s'étale de juillet 1984 à juin 2001.

A l'encontre de Ferguson et Shockley (2003), le principal résultat de cette étude est le suivant : le portefeuille de dettes ne se substitue pas aux deux portefeuilles *SMB* et *HML* dans l'explication des rentabilités tant en séries temporelles qu'en coupe transversale.

En effet, dans les régressions en séries temporelles, les trois portefeuilles (*SMB*,

*HML* et de dettes), avec le portefeuille de marché, permettent de cerner la variation temporelle des rentabilités. Néanmoins, le seul portefeuille de dettes n'explique pas la totalité des primes de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché. Par ailleurs, les relations entre la taille et le ratio valeur comptable sur valeur de marché d'une part et les rentabilités d'autre part ne sont pas affectées.

Dans le cadre des régressions en coupe transversale, seule la prime de taille est statistiquement significative. Néanmoins, le modèle à trois facteurs avec le portefeuille de la dette expliquent, en moyenne, 40.25% des rentabilités des actions en coupe transversale. C'est le meilleur résultat obtenu à partir des différentes combinaisons des portefeuilles de marché, *HML*, *SMB* et de dettes.

Ces résultats suggèrent une conclusion concernant l'utilité mais non la suffisance du portefeuille de dettes. En effet, ce dernier permet d'obtenir une amélioration additionnelle du modèle à trois facteurs. Néanmoins, il ne remplace pas les deux portefeuilles *SMB* et *HML*.

En définitive, l'utilisation d'une seule mesure de dettes constitue une limite de ce travail. L'interrogation qui reste sans réponse est relative à l'amélioration additionnelle des résultats en présence d'un portefeuille construit sur la base de la relative détresse financière. Il est vraisemblable que l'introduction de ce type de portefeuille ne changera pas fondamentalement les résultats. En effet, bien que les deux portefeuilles de dettes et *HML* présentent la corrélation la plus élevée, la prime par unité de risque *HML* a présenté un faible changement après avoir ajouté la mesure de l'endettement au modèle. Il est peu probable que le seul portefeuille de la relative détresse financière puisse remplacer les deux portefeuilles *SMB* et *HML* puisque le portefeuille de dettes n'a pas fourni de résultats dans ce sens.

# Chapitre 7

## L'activité économique, les cycles des affaires et les rentabilités des actions

### 7.1 Introduction

Le sens de causalité entre les marchés financiers et la macro-économie est loin d'être déterminé (Schwert 1989 [168]). Il est communément admis que les marchés financiers répondent aux chocs économiques extérieurs. Cette relation peut être formulée en considérant les innovations des variables macro-économiques comme des sources de risque à rémunérer dans un modèle d'évaluation des actifs financiers (Chen, Roll et Ross 1986 [42]). Par ailleurs, les marchés financiers véhiculent des informations sur l'activité économique réelle. Leur évolution constitue un indicateur de prévision de la croissance économique<sup>1</sup>. Dans le domaine de la finance, le développement de modèle formalisant la relation entre la volatilité des marchés financiers et les cycles économiques est un des axes de recherche (Hamilton et Lin 1996 [93]).

L'objectif de ce chapitre est de tester le pouvoir explicatif du modèle à trois facteurs tout en distinguant au moins deux cycles des affaires. D'une manière plus

---

<sup>1</sup>Toutefois, Harvey (1989) [104] note que les obligations apportent plus d'information sur la croissance économique que les actions

explicite, il s'agit de savoir si le modèle à trois facteurs conserve sa capacité explicative des rentabilités des actions aussi bien au cours des périodes de croissance que de récession économiques. Avant d'exposer les résultats et les conclusions de ce test, la première partie de l'analyse synthétise la littérature consacré à ce sujet.

## 7.2 L'activité économique réelle et la prévisibilité des rentabilités des actions

La prévisibilité des rentabilités des actifs financiers peut être remise en cause face à la complexité croissante de la réalité financière. De nouvelles interrogations sur le fonctionnement des marchés financiers sont posées telles la volatilité excessive<sup>2</sup> des rentabilités des actions (Campbell et Lettau 1999 [36] et Campbell, Lettau, Malkiel et Xu 2001 [37]).

Cette section est consacrée à l'enseignement financier général selon lequel les rentabilités espérées sont faibles (élevées) dans de bonnes (mauvaises) conditions économiques. Le choix des variables qui expliquent les rentabilités des actions se fonde essentiellement sur le degré de la signification statistique des résultats fournis. Dans la plupart des cas, le recours à un fondement théorique ne vient qu'a posteriori (Fama 1990 [65]).

Pour identifier les différents types de conditions économiques, trois indicateurs, le plus souvent repris dans la littérature financière, sont retenus : le ratio dividendes sur cours (*Dividend yield*), la prime du risque de défaut (*Default spread*) et la prime de maturité (*Term spread*).

---

<sup>2</sup>Shiller (1979) [174] et (1981) [175] introduit le terme de volatilité excessive au sujet des taux d'intérêt et des actions.



### **Le ratio dividendes sur cours**

En effet, le rapport cours sur dividendes est faible quand le taux d'actualisation et les rentabilités espérées sont élevés. Dans des conditions économiques favorables, les prix des titres augmentent. Dans ce cas, les rentabilités espérées et le ratio dividendes sur cours diminuent. La relation positive entre ces deux dernières variables a été soulignée par plusieurs auteurs (Ball 1978 [8])<sup>3</sup>. La capacité prédictive du ratio dividendes sur cours a été mise en évidence par Litzenberger et Ramaswamy 1979 [142], Rozeff 1984 [165], Shiller 1984 [176], Fama et French 1989 [71], Campbell et Shiller 1988 [38], parmi d'autres.

### **La prime du risque de défaut**

Quant à la prime du risque de défaut, elle est mesurée par la différence entre les taux de rémunération des obligations de l'Etat et celles émises par les entreprises. Dans une conjoncture économique défavorable (favorable), elle est relativement élevée (faible). Plusieurs auteurs soulignent que cette prime explique une partie de la variation des rentabilités des actions et des obligations, due aux conditions économiques (Keim et Stambaugh 1986 [123], Fama et French 1989 [71], etc.).

### **La prime de maturité**

Enfin, comme les taux courts sont plus sensibles à la conjoncture économique que les taux longs, la prime de maturité évolue en augmentant (diminuant) au début des récessions (expansions). La relation entre les taux d'intérêt et la variation des rentabilités espérées des obligations est la première à être mise en évidence. Les études portant sur les actions ont abouti à la même conclusion, les taux d'intérêt expliquent la variation des rentabilités espérées.

---

<sup>3</sup>Dans la littérature financière, cette idée date de Dow (1920).

En effet, Campbell (1987) [31] démontre que les variations des rentabilités en excès des billets du trésor, des obligations et des actions sont prévisibles. Ces mouvements peuvent être capturés par un ensemble de variables relatives à la structure par terme des taux<sup>4</sup>. En plus, la prime de maturité est considérée comme une variable indicatrice de l'activité économique réelle (Estrella et Hardouvelis 1991 [63])<sup>5</sup>.

Sédillot (1999) [171] analyse le contenu informationnel de la pente de la courbe des taux sur l'activité économique future. Il recense trois raisons théoriques qui peuvent justifier cette relation.

Premièrement, les anticipations sur les conditions économiques et la politique monétaire entrent dans la formulation des taux courts futurs anticipés. Selon la théorie, une moyenne pondérée de ces derniers plus une prime du risque définissent le taux long. De ce fait, le sens de causalité est identifié de l'anticipation de l'activité économique vers la pente de la courbe des taux.

Deuxièmement, le degré de restriction ou de relâchement de la politique monétaire influence, d'une manière directe, l'écart de taux. De plus, l'investissement, composante primordiale de l'économie, dépend du crédit mis à la disposition des agents, qui à son tour dépend de manière directe des taux.

Troisièmement, le choix inter-temporel du consommateur et son arbitrage entre consommation et épargne dirige l'évolution des taux<sup>6</sup>

Fama et French (1989) [71] soutiennent que la prévision des variations des rentabilités espérées des titres est plus *rationnelle* par la prise en compte de ces

---

<sup>4</sup>Campbell (1987) [31] considère quatre variables : le taux 1 mois ; le spread entre les taux 2 mois et 1 mois ; le spread entre les taux 6 mois et 1 mois ; le retard d'une période de la rentabilité en excès des billets 2 mois par rapport à 1 mois.

<sup>5</sup>Harvey (1988) [103] avance que la structure par terme des taux (réels, espérés) informe sur la croissance de la consommation.

<sup>6</sup>Pour les trois pays considérés (Allemagne, Etats-Unis et France) ; Sédillot (1999) [171] conclut que la pente de la courbe des taux permet de prévoir l'activité future de l'économie ; toutefois, elle semble prévoir les phases de récession avec plus de pertinence que celles de croissance.

trois indicateurs (le ratio dividendes sur cours, la prime du risque de défaut et la prime de maturité). En effet, les deux auteurs avancent que le ratio dividendes sur cours et la prime de maturité expliquent la rentabilité espérée des actions et des obligations. Quant à la prime du risque de défaut, elle n'est significative que pour les actions des petites capitalisations et pour des portefeuilles équipondérés. Par ailleurs, les relations structurelles entre ces trois variables de prévision et les rentabilités espérées des titres sont conditionnées par la conjoncture économique.

Après la mise en évidence de la relation entre les rentabilités des actions et l'activité économique réelle future<sup>7</sup>, la question relative aux explications de l'ensemble de ces relations se pose. Fama (1990) [65] avance trois explications possibles :

- Les informations sur l'activité économique réelle sont reflétées dans les prix des actions avant leur réalisation effective.
- Ensuite, les variations des taux affectent simultanément les prix des actions et l'investissement réel. Toutefois les effets sur ce dernier ne se manifestent qu'ultérieurement.
- Enfin, les variations des prix des actions sont des variations des richesses qui affectent la demande de consommation et d'investissement.

Dans la but de tester la stabilité des relations estimées par Fama (1990), Schwert (1990) [169] considère une base de données américaine sur une longue période (de 1889 à 1988). Ainsi, il reprend les même variables pour les rentabilités espérés (*dividend yields*, *default spread* et *term spread*) et il considère deux types d'indices pour la production industrielle représentant l'activité économique réelle. Il confirme les résultats de Fama sur la forte relation positive entre les rentabilités réelles des actions et le taux de croissance de la production future. La prise en

---

<sup>7</sup>A titre d'exemple, sur la période de 1953 à 1987, Fama (1990) [65] explique 58% de la variation des rentabilités des actions américaines par les chocs des cash-flows espérés (le taux de croissance de la production), l'évolution des rentabilités espérés (*dividend yield*, *term spread* et *default spread*) et les chocs des rentabilités espérés (les résidus des auto-régressions du premier ordre des variables *term spread* et *default spread*).

compte de cette dernière variable renforce la relation entre le ratio dividendes sur cours et les rentabilités futures des actions. Toutefois, elle fragilise les relations des rentabilités des actions avec les autres variables.

Dans ce même courant d'idée, Chen (1991) [41] examine la capacité prédictive de cinq variables (*default spread*, *term spread*, *one-month T-bill rate*, *lagged industrial production growth rate* et *dividend-price ratio*) d'état des rentabilités des actions au travers de l'analyse de leurs corrélations avec l'environnement macroéconomique. Il démontre que les variables considérées sont en relation directe avec les taux de croissance présent et futur du PIB (et de la consommation). En plus, la rentabilité espérée des actions est négativement (positivement) liée au taux de croissance présent (futur) du PIB.

Toujours dans le cadre de la prévisibilité des rentabilités des actions, Pontiff et Schall (1998) [160] stipulent que le ratio valeur comptable sur valeur de marché intègre des informations sur les rentabilités futures confirmant ainsi les résultats de Fama et French (1992) [73]. Ils concluent que la relation entre la valeur comptable et les revenus futurs donne au ratio valeur comptable sur valeur de marché agrégé une certaine capacité prédictive sur les rentabilités espérées des actions et les rentabilités en excès des petites capitalisations. Diviser un indicateur du revenu espéré (la valeur comptable) par un prix (la valeur de marché) donne une approximation du taux d'actualisation. Toutefois, les résultats obtenus diffèrent selon la période considérée et le ratio valeur comptable sur valeur de marché agrégé utilisé<sup>8</sup>.

La capacité prédictive de l'ensemble des variables exposées ci-dessus est tributaire non seulement de l'environnement économique et financier mais également du cadre institutionnel. A titre d'exemple, Cole, Helwege et Laster (1996) [46] fixent comme objectif de tester la capacité prédictive des ratios valeur comptable sur

---

<sup>8</sup>Pour les données américaines étudiées allant de 1926 à 1994, le ratio valeur comptable sur valeur de marché de Dow Jones Industrial Average donne des résultats significatifs pour la période avant 1960, alors que celui de S&P est utilisé pour la période après 1960.

valeur de marché et dividendes sur cours. Plus précisément, les auteurs cherchent une explication de la hausse du premier ratio et de la baisse du second au début des années quatre vingt dix. Celles-ci confortent l'hypothèse d'une sur-évaluation des titres. Cole et al. procèdent à deux ajustements du ratio dividendes sur cours : le premier intègre les opérations de rachat des actions, considérées comme un substitut avec un avantage fiscal de la distribution des dividendes et le deuxième prend en compte l'assurance. Quant au ratio valeur comptable sur valeur de marché, ils observent que son augmentation peut être artificielle, liée à des décisions d'ordre institutionnel<sup>9</sup>. En dépit de ces ajustements, les résultats de leur étude ne sont pas concluants et seules les prédictions du ratio cours sur bénéfices (*price to earnings*) étaient en cohérence avec les rentabilités des actions.

### 7.2.1 L'environnement monétaire et la prévisibilité des rentabilités des titres

Les trois secteurs économique, financier et monétaire sont imbriqués au niveau de l'économie<sup>10</sup>. Cette sous-section est consacrée à l'examen de la relation entre la politique monétaire et les rentabilités des actions. Néanmoins, le test de cette relation ne sera pas effectué sur l'échantillon retenu dans la thèse. Une telle analyse peut être conduite sur un échantillon européen.

En effet, l'environnement monétaire est en continuelle interaction avec toutes les composantes de l'économie. L'étendue de son influence a fait l'objet de plusieurs études. A titre d'exemple, Graham (1996) [89] étudie la relation négative entre la rentabilité réelle des actions et l'inflation. Il confirme le fait que cette relation n'est pas toujours vérifiée. Elle dépend du lien entre l'environnement monétaire et l'activité économique réelle. Les rentabilités des actions et l'inflation évoluent dans

<sup>9</sup>le *Financial Accounting Standard FAS106*

<sup>10</sup>Rogalski et Vinso (1977) [162] démontrent que la causalité entre l'offre de monnaie et les rentabilités des actions est bi-directionnelle.

un sens inverse dans le cas d'une politique monétaire neutre ou contra-cyclique et dans le cas où la variation du taux d'inflation est en relation avec la variation du taux de croissance de la production réelle.

Dans une extension de l'étude de Fama (1981) [64] qui se fonde sur un modèle de demande de monnaie, Kaul (1987) [121] intègre la demande et l'offre de monnaie. Il démontre que la relation négative entre les rentabilités des actions et l'inflation (pour la période d'après guerre) est expliquée par la relation négative entre l'inflation et l'activité réelle, renforcée par la politique monétaire contra-cyclique.

Dans la plupart des études, la classification de la politique monétaire est binaire : expansionniste et restrictive. Jensen, Johnson et Mercer (1996) [117] avancent que la variation du taux de la banque centrale peut être considérée comme un signal du développement monétaire et probablement économique. Trois points peuvent être avancés pour l'explication de la relation entre la variation du taux de la banque centrale (*discount rate*) et les anticipations des agents sur la politique monétaire (Waud (1970) [184]) :

- Les variations de ce taux s'effectuent à des intervalles de temps, relativement, importants.
- Ensuite, ce taux est considéré comme un des instruments de la politique monétaire, utilisé d'une manière discontinue.
- Enfin, la banque centrale qui entreprend ces variations est présumé avoir une juste évaluation des besoins de l'économie en terme de financement.

## Les valeurs de substance, les petites capitalisations et la politique monétaire

L'accent est mis ici sur la relation entre les deux primes petites capitalisations et valeurs de substance d'une part, et la politique monétaire d'autre part. S'intéressant à cette question, Jensen, Johnson et Mercer (1998) [119] recensent deux points essentiels.

Premièrement, au cours des périodes de politique monétaire expansionniste, les primes des valeurs de substance<sup>11</sup> par rapport aux valeurs de croissance sont économiquement plus importantes et statistiquement plus significatives. Ces primes deviennent relativement plus faibles et moins significatives au cours des périodes de politiques restrictives. L'analyse de l'écart-type des rentabilités montre que les stratégies orientées vers les valeurs de croissance sont plus risquées durant les périodes de restriction monétaire, alors que celles orientées vers les valeurs de substance s'avèrent plus risquées en périodes expansionnistes.

Deuxièmement, les primes des petites capitalisations sont, elles aussi, affectées par l'environnement monétaire. En effet, un environnement expansionniste est caractérisé par des primes plus importantes et plus significatives par opposition à un environnement restrictif. De même, l'écart-type des rentabilités est moins important au cours des périodes expansionnistes<sup>12</sup>.

Par ailleurs, plusieurs autres aspects de l'économie, notamment le volet institutionnel, doivent être pris en considération dans l'analyse de la relation entre les rentabilités et l'environnement monétaire. Lors de l'étude de la relation entre

<sup>11</sup>Dans cette étude, le ratio cours sur ventes (*price to sales*) montre une supériorité par rapport aux trois autres variables indicatrices des valeurs de substance. Ce résultat confirme l'observation de Barbee, Mukherji et Raines (1996) [10] sur la pertinence de cette variable comme critère de classification des valeurs.

<sup>12</sup>Outre les conclusions sur les primes, les auteurs considèrent deux autres types de portefeuilles; un portefeuille de marché et un autre d'obligations. Les deux portefeuilles enregistrent des rentabilités supérieures au cours des périodes monétaires expansionnistes. De plus, le portefeuille des obligations présente la rentabilité la plus élevée par rapport aux autres portefeuilles au cours des périodes de restriction monétaire.

la rentabilité de l'indice *S&P500* et de la politique de la banque centrale américaine (*Federal Reserve Bank*) au cours de la période de 1978 à 1990, Lee (1994) [136] souligne que la dérégulation financière aux États-Unis, au début des années soixante-dix, avait influencé cette relation. Cette dérégulation est considérée par l'auteur comme l'une des causes de l'inefficience du marché puisque les prix des actions ne reflétaient pas toute l'information concernant la politique monétaire.

### Les politiques monétaires et les rentabilités des actions

A partir des études sur le marché américain, les financiers soutiennent que les marchés financiers réagissent rapidement aux changements du taux de la banque centrale (*discount rate*). C'est l'effet d'annonce (*announcement effect*) documenté par Waud (1970) [184]. Sellon (1980) [172] avance que les variations du *discount rate* affectent la capacité de financement des banques et par la suite elles influencent les prix des actions. Dans le cadre des tests de l'hypothèse de l'efficience du marché, Pearce et Roley (1985) [157] étudient la réaction des prix des actions américaines aux annonces des variations des variables économiques (le stock de la monnaie, l'inflation, l'activité réelle et le *discount rate*) au cours de la période de septembre 1977 à octobre 1982. Parmi les quatre types d'annonces considérées, les auteurs stipulent que seules les variables relatives à la politique monétaire affectent d'une manière significative les rentabilités des actions, au moins pendant les jours d'annonce. Ces observations confirment l'effet d'annonce présenté ci-dessus.

Jensen et Johnson (1995) [116] étudient la relation entre les variations du *discount rate* et les rentabilités à court et à long termes des actions et des obligations. Entre 1962 et 1991, les rentabilités des actions enregistrées à la suite d'une diminution du *discount rate* de la *Federal Reserve Bank* sont supérieures et moins volatiles que celles enregistrées après une augmentation de ce taux.

Conover, Jensen et Johnson (1999) [48] considèrent un échantillon de seize



pays sur la période de janvier 1956 à décembre 1995. Dans une analyse préliminaire, ils régressent la rentabilité mensuelle des actions sur une variable muette représentant la politique monétaire nationale. Le coefficient de cette variable est négatif et statistiquement significatif pour douze cas confirmant l'association des conditions monétaires restrictives à des rentabilités faibles par comparaison à un environnement monétaire expansionniste. Les auteurs confirment l'idée qu'un environnement monétaire expansionniste est une "bonne" information alors qu'un environnement restrictif est une "mauvaise" information pour les investisseurs. Il est à remarquer que les rentabilités supérieures des actions au cours des périodes monétaires expansionnistes ne sont pas liées à un risque plus élevé car la volatilité n'est pas significativement supérieure à celle des périodes monétaires restrictives.

Bauman, Jensen et Johnson (1997) [17] se sont intéressés au cas particulier des actions des entreprises industrielles et leur relation avec la politique monétaire de la *Federal Reserve Bank*. Les résultats du court terme révèlent que toutes les industries (sauf le secteur pétrolier) réagissent : (1) positivement (une bonne nouvelle) aux diminutions du taux et (2) négativement (une mauvaise nouvelle) aux augmentations du taux. Les secteurs identifiés comme sensibles aux variations des taux, le secteur financier et celui de la construction, ont enregistré les réactions de court terme les plus prononcées. Quant aux résultats du long terme, toutes les industries manifestent le même comportement (avec une certaine disparité) : les augmentations du *discount rate* induisent une plus grande volatilité et un moindre niveau pour les rentabilités. En plus, les industries ayant une relation directe avec les échanges commerciaux (importations et exportations) ont la plus grande sensibilité aux conditions monétaires sur le long terme.

## Les politiques monétaires et l'investissement international

Dans un développement supplémentaire de la relation entre la politique monétaire et les rentabilités des actions, plusieurs études considèrent aussi bien la politique monétaire nationale qu'américaine (Conover, Jensen et Johnson (1999) [48] et [49], Jensen et al.). Une relation significative entre la politique monétaire américaine et les rentabilités des actions des marchés financiers étrangers a été mise en évidence. Par ailleurs, les rentabilités des actions des marchés financiers internationaux sont généralement plus élevées au cours des périodes monétaires nationales et américaines expansionnistes qu'au cours des périodes restrictives. Elles ne sont pas induites par un risque plus élevé. Deux raisons peuvent justifier cette relation :

- les variations des rentabilités exigées pour une classe d'actifs disponibles aux investisseurs doivent être reflétées sur les différents marchés financiers internationaux ; afin d'annuler les opportunités d'arbitrage.
- Les changements de la politique monétaire américaine affectent les autres économies à travers différents canaux (politiques commerciale, de change, monétaire, etc.).

Dans le cadre de l'étude de l'intégration internationale des marchés financiers, Cheung (1997) [43] étudie l'influence des variations du taux de la banque centrale américaine en 1994 sur les rentabilités des actions américaines et celles des marchés des pays asiatiques. Il conclut que le changement de l'orientation de la politique monétaire de la *Federal Reserve Bank* en 1994<sup>13</sup> permet de vérifier la plus grande intégration des marchés financiers. L'environnement monétaire aux États-Unis influence les marchés asiatiques.

---

<sup>13</sup>Les autorités monétaires américaines ne visaient alors plus les agrégats monétaires et s'étaient orientées vers le suivi des taux d'intérêts du court terme.

Après la mise en évidence de la relation entre les politiques monétaires (nationale et américaine) et les rentabilités des actions pour un certain nombre des marchés financiers, la question qui se pose est de savoir comment exploiter cette relation dans la prise des décisions de diversification internationale. En effet, la diversification internationale des portefeuilles dépend des corrélations entre les marchés et de la stabilité de ces corrélations à travers le temps. Conover et al. comparent les rentabilités de cinq portefeuilles, de compositions différentes, selon quatre scénarios d'environnement monétaire. Dans le cas où les environnements monétaires, national et américain, sont synchronisés, les résultats corroborent la conclusion d'une rentabilité élevée et non pas nécessairement plus risquée dans des conditions monétaires expansionnistes par rapport aux conditions restrictives. Sans la prise en compte des coûts de transaction et sur la base de la comparaison des rentabilités des portefeuilles considérés, les auteurs stipulent que la diversification internationale est bénéfique. Elle permet de diminuer le risque en augmentant (ou bien sans diminuer) la rentabilité.

### **7.2.2 Les variables économiques conjuguées à la politique monétaire**

Plusieurs études conjuguent les indicateurs des conditions économiques et ceux de la politique monétaire dans l'explication des rentabilités espérées des titres (Fama et French 1989 [71], Jensen, Johnson et Mercer (1996) [117] et [118]). Une méthodologie simple à ce sujet consiste à ajouter la variation du taux de la banque centrale dans les régressions des rentabilités espérées, en plus des trois variables des conditions économiques citées auparavant. Cette variation est généralement représentée par une variable muette dans les régressions qui prend la valeur de un

lors d'une diminution du taux (politique expansionniste) et de zéro lors d'une augmentation (politique restrictive). Au cours des périodes de politiques monétaires expansionnistes et par comparaison aux périodes restrictives, les rentabilités des actions sont plus élevées.

La conclusion retenue dans la plupart des études à ce sujet énonce qu'aussi bien les conditions économiques que monétaires renferment des informations significatives sur les rentabilités des actions. En plus, les trois proxys des conditions économiques affectent, différemment, les rentabilités selon l'environnement monétaire. L'introduction de la variation du taux de la banque centrale dans les régressions des rentabilités espérées des actions avec les trois indicateurs des conditions économiques affecte la significativité de ces variables.

A titre d'exemple, Jensen et al. (1996) avancent que les conditions économiques expliquent les rentabilités espérées des actions seulement en présence de politiques monétaires expansionnistes. De plus, seuls le ratio dividendes sur cours et la prime du risque de défaut donnent des résultats significatifs à ce sujet. Ces observations remettent, partiellement, en cause l'affirmation de Fama et French (1989) sur l'évolution des trois indicateurs stipulée être conduite par les seules conditions économiques.

Patelis (1997) [156] analyse le rôle de la politique monétaire dans la prévision des rentabilités des actions selon une optique différente de celle de Jensen et al.. En effet, il remplace la variable muette de la politique monétaire considérée dans l'étude précédente par un ensemble d'indicateurs. Son objectif est d'étudier le rôle de la politique monétaire dans l'explication des rentabilités du long terme. Cette perspective de long terme oriente l'analyse vers l'étude de la relation entre les chocs monétaires et les chocs des rentabilités futures espérées. L'auteur recense deux mécanismes pour l'explication de la capacité prédictive des indicateurs monétaires : la propagation financière (*financial propagation*) et le canal du crédit

(*credit channel*). Le premier mécanisme amplifie et propage les chocs aux bilans des entreprises. Quant au deuxième, il se manifeste non seulement à travers les bilans mais aussi à travers l'offre d'emprunt des banques. La méthodologie suivie consiste à faire plusieurs régressions de la rentabilité en excès des actions sur des variables financières (les variables prises traditionnellement dans la prévision des rentabilités à savoir le taux de rendement, la structure par terme des taux et le taux d'intérêt réel) et des variables monétaires selon différents horizons de temps.

L'auteur observe que les indicateurs monétaires ont une signification marginale comme des indicateurs à long terme des rentabilités. Ensuite, il procède à une analyse de court terme fondée sur l'auto-régression et un ensemble de simulations traduisant les chocs. La conclusion se résume dans le fait que les chocs dus aux dividendes représentent la principale cause de variation des rentabilités. Afin de justifier cette conclusion, l'auteur avance deux raisons. Les chocs causés par les dividendes persistent au cours du temps par comparaison aux chocs dus aux autres variables. En plus, les dividendes influencent les anticipations sur les rentabilités en excès futures qui, à leur tour, dominent l'évolution des rentabilités non anticipées. D'après Patelis, cette conclusion pose une difficulté supplémentaire pour la mise en évidence de la relation entre les cycles économiques et la prévisibilité des rentabilités des actions : cette dernière est expliquée en grande partie par les dividendes qui ne sont pas en relation directe avec les cycles économiques.

L'étude de la réaction des rentabilités des actions aux chocs de la politique monétaire peut être considérée comme une alternative pour traiter la question de la neutralité de la politique monétaire. Thorbecke (1997) [180] aborde ce sujet sous cette optique. Étant donné que le prix est égal à la valeur actuelle nette des *cash-flows* futurs, il avance que si un choc monétaire fait augmenter la rentabilité des actions alors cette augmentation est véhiculée soit au travers d'un effet positif réel sur les *cash-flows* futurs soit au travers d'un effet sur le taux d'actualisation.

Différentes méthodologies sont utilisées dans cette étude<sup>14</sup>. Il aboutit à la conclusion suivante : la politique monétaire présente des effets réels sur les rentabilités ex-post des actions (et ces effets sont quantitativement importants). Elle a aussi des effets sur les rentabilités ex-ante. Cependant ces derniers demandent à être analysés avec une plus grande précision.

Dans le cadre de l'explication de la plus grande sensibilité des petites entreprises, par rapport aux grandes entreprises, aux chocs de la politique monétaire, Thorbecke reprend l'argument du canal du crédit. Il stipule que ce type de chocs affecte les conditions d'accès des petites entreprises aux crédits. Les grandes entreprises disposent, suffisamment, de collatéraux qui les aident à surmonter les contraintes de crédit dus aux chocs monétaires. Cette réaction asymétrique des actions des petites et des grandes entreprises aux chocs monétaires et l'identification de la politique monétaire comme un facteur commun de risque ayant un effet important sur les petites entreprises ouvrent des voies de recherche sur l'effet taille. Ce même argument de crédit est mis en avant dans l'étude de l'effet taille et les cycles économiques (Perez-Quiros et Timmermann 2000 [158]).

## 7.3 La méthodologie et les résultats

### 7.3.1 Les cycles des affaires

Il existe différentes mesures pour distinguer les cycles économiques. Dans leur étude sur les modèles d'évaluation des actifs financiers, Hodrick et Zhang (2000) [108] différencient deux mesures. La méthode de Hodrick-Prescott (1997) qui utilise comme filtre soit la production industrielle soit le PIB réel et l'approche de Lettau

---

<sup>14</sup>L'auteur considère l'auto-régression, des études d'événements pour des données journalières, une analyse "narrative" de la politique monétaire et la construction de l'indice de Boschen et Mills. Les rentabilités des actions, aussi bien nominales que réelles, sont considérées. Enfin, outre l'analyse ex-post des rentabilités, l'auteur analyse les rentabilités ex-ante en utilisant la théorie d'arbitrage et en considérant la politique monétaire comme un facteur de risque.

et Ludvigson (1999) qui se fonde plutôt sur la consommation et la richesse dans la différenciation des cycles des affaires.

Dans la présente étude, la classification des cycles économiques retenue est celle du Fonds Monétaire International. En effet, dans une publication du FMI [152] au sujet des cycles économiques récents dans les pays industrialisés, les points de retournement des cycles économiques ont été définis à partir des données trimestrielles du PIB réel pour vingt et un pays industrialisés. La France a fait partie de l'échantillon étudié. Les auteurs de cette étude ont pu identifier ces points de retournement des séries logarithmiques du PIB réel *“à l'aide d'une version simplifiée du logarithme de datation de Bry-Boschan (1971), qui détermine les pics (P) et les creux (C) conjoncturels en recherchant d'abord des maximums et des minimums dans des plages de cinq trimestres, puis en sélectionnant des paires constituées d'un maximum et d'un minimum adjacents qui satisfont aux conditions de durée minimale des cycles (cinq trimestres) et des phases du cycle (deux trimestres).”*

Sur la période de 1973 à 2000 et à partir des données trimestrielles, les points de retournement pour la France sont : P :1974T3, C :1975T1, P :1980T1, C :1980T4, P :1992T1, C :1993T3<sup>15</sup>.

Un cycle de récession économique est identifié par les mois situés entre un pic et un creux (les mois du trimestre du creux sont compris). Quant à la reprise économique, elle se situe entre un creux et un pic (les mois du trimestre du pic compris). Selon cette classification, la période de l'étude, qui est de 300 mois est subdivisée en deux sous-périodes disproportionnées : 267 mois de reprise économique et 33 mois de récession économique.

En effet, d'une manière plus précise, les mois de juillet 1976 à mars 1980, de janvier 1981 à mars 1992 et d'octobre 1993 à décembre 2000 sont classés dans un environnement de reprise économique. Le reste des mois fait partie de la période

<sup>15</sup>La lettre T correspond au mot trimestre.

de récession.

### 7.3.2 Le modèle à trois facteurs

L'hypothèse nulle testée est celle d'une dépendance du modèle à trois facteurs à l'environnement économique. La régression prend la forme suivante :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i^{up} \tau (R_M - R_f) + s_i^{up} \tau SMB + h_i^{up} \tau HML$$

$$+ \beta_i^{down} (1 - \tau) (R_M - R_f) + s_i^{down} (1 - \tau) SMB + h_i^{down} (1 - \tau) HML + \epsilon_i \quad (7.3.1)$$

La variable  $\tau$  est une variable dichotomique (*dummy*) qui prend la valeur de un pour les mois entrant dans le cadre d'une reprise économique et la valeur de zéro lors d'une récession économique. les exposants *up* et *down* permettent d'identifier respectivement les coefficients des reprises et récessions économiques.

En effet, les rentabilités mensuelles en excès de seize portefeuilles, définis dans le chapitre trois (voir la section 3.3), sont considérées comme variables dépendantes. Les résultats obtenus sont récapitulés au niveau du tableau 7.1. Les coefficients des variables explicatives et leurs *t*-statistiques, corrigés de l'hétéroscédasticité des erreurs par la matrice de White, les coefficients de détermination ( $R^2$ ) ajustés ainsi que les statistiques de Durbin-Watson des régressions sont présentés.

De la lecture des *t*-statistiques, il en ressort, qu'à des exceptions près, les coefficients aussi bien des reprises que des récessions sont significatifs dans le cas du portefeuille de marché ( $\beta_i^{up}$  et  $\beta_i^{down}$ ) et *SMB* ( $s_i^{up}$  et  $s_i^{down}$ ). Du fait que le nombre de mois classés dans un environnement de reprise économique est plus élevé que celui des mois de récession, les *t*-statistiques des coefficients *up* sont plus élevés que ceux des coefficients *down*.



Dans l'ensemble, les seize régressions en séries temporelles présentent des résultats statistiquement satisfaisants. La plupart des ordonnées à l'origine ne sont pas significativement différents de zéro. Les coefficients de détermination ajustés sont élevés. Ils sont compris entre 53.8% et 85.9%. Enfin, les statistiques de Durbin-Watson ont des valeurs très proches de deux.

TAB. 7.1 – Le modèle à trois facteurs : régressions en séries temporelles des 16 portefeuilles selon la conjoncture économique : juillet 1976/juin 2001

L'échantillon est composé de 636 titres du marché français. Le tableau suivant présente, pour chaque portefeuille, les coefficients, leurs  $t$ -statistiques (entre parenthèses) corrigés de l'hétéroscédasticité des erreurs par la matrice de White, les  $R^2$  ajustés et la statistique de Durbin-Watson des régressions des séries temporelles. La variable  $\tau$  est une variable dichotomique qui prend la valeur de un pour une conjoncture économique de reprise et de zéro lors d'une récession économique. Les exposants *up* et *down* permettent d'identifier respectivement les coefficients des reprises et récessions économiques. Les rentabilités mensuelles des seize portefeuilles sont régressées comme suit :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i^{up} \tau (R_M - R_f) + s_i^{up} \tau SMB + h_i^{up} \tau HML \\ + \beta_i^{down} (1 - \tau) (R_M - R_f) + s_i^{down} (1 - \tau) SMB + h_i^{down} (1 - \tau) HML + \epsilon_i$$

<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>								
	Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<i>Taille</i>	$\alpha$				$\beta^{up}$			
Petite	-0.003 (-0.790)	0.007 (2.219)	0.005 (2.008)	0.010 (3.708)	1.220 (14.313)	1.096 (12.751)	0.834 (16.332)	0.872 (12.395)
2	-0.001 (-0.506)	-0.002 (-1.168)	-0.002 (-0.949)	-0.011 (-2.188)	0.976 (22.179)	0.869 (21.414)	0.918 (16.759)	1.173 (9.399)
3	-0.002 (-1.446)	-0.003 (-1.488)	-0.002 (-1.133)	0.003 (1.334)	0.965 (19.298)	0.951 (19.493)	0.854 (13.946)	0.971 (17.446)
Grande	-0.001 (-0.979)	0.000 (0.059)	-0.000 (-0.018)	-0.001 (-0.604)	0.977 (31.329)	1.131 (19.232)	0.974 (20.275)	0.976 (17.897)
	$s^{up}$				$h^{up}$			
Petite	0.997 (6.211)	1.032 (5.560)	0.712 (5.591)	0.498 (2.668)	-0.820 (-5.282)	-0.580 (-3.728)	-0.072 (-0.597)	0.116 (0.624)
2	0.839 (14.595)	0.374 (3.360)	0.490 (3.509)	2.062 (4.441)	-0.435 (-10.826)	-0.061 (-0.578)	0.004 (0.034)	1.908 (4.022)
3	0.559 (6.400)	0.433 (5.206)	0.264 (2.430)	0.162 (1.665)	-0.390 (-5.258)	-0.201 (-3.058)	0.022 (0.219)	0.149 (1.616)
Grande	-0.070 (-0.907)	-0.174 (-1.885)	-0.036 (-0.654)	-0.386 (-4.567)	-0.135 (-1.804)	-0.042 (-0.845)	0.014 (0.325)	0.473 (6.630)

Tableau 7.1 (suite)

<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>								
	Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<i>Taille</i>	$\beta^{down}$				$g^{down}$			
Petite	0.995 (3.981)	1.124 (5.518)	0.898 (7.898)	1.200 (3.164)	1.546 (3.805)	1.346 (3.181)	0.738 (4.336)	1.212 (2.816)
2	1.052 (6.346)	0.959 (6.688)	0.907 (4.225)	1.011 (9.595)	0.967 (4.910)	0.968 (4.458)	1.092 (2.721)	1.033 (6.148)
3	1.264 (7.910)	0.973 (7.564)	0.786 (6.825)	1.440 (5.634)	1.067 (4.167)	0.659 (2.582)	0.600 (2.909)	1.215 (3.644)
Grande	1.063 (17.722)	1.032 (5.171)	0.649 (4.387)	0.894 (4.493)	0.063 (0.676)	-0.538 (-2.182)	-0.049 (-0.227)	-0.144 (-0.144)
	$h^{down}$							
Petite	-0.204 (-0.925)	-0.065 (-0.375)	0.312 (2.492)	0.987 (1.377)				
2	-0.196 (-1.100)	0.131 (1.158)	0.393 (2.548)	0.451 (3.960)				
3	-0.201 (-1.431)	0.127 (0.890)	0.293 (2.384)	0.140 (0.448)				
Grande	-0.464 (-5.559)	0.370 (1.533)	0.365 (2.936)	0.990 (5.881)				

Tableau 7.1 (suite)

	<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>							
	Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<i>Taille</i>	<i>R<sup>2</sup> ajusté</i>				<i>Durbin Watson</i>			
Petite	0.589	0.605	0.562	0.538	1.998	1.938	1.834	1.863
2	0.772	0.723	0.668	0.818	2.006	2.037	1.873	1.941
3	0.761	0.711	0.637	0.627	1.988	2.005	1.999	1.972
Grande	0.859	0.703	0.721	0.742	2.202	2.203	2.142	2.162

La question relative à la sensibilité de la relation entre les coefficients du portefeuille *HML* et le ratio valeur comptable sur valeur de marché à l'environnement économique est posée. Dans le tableau 7.1, les coefficients  $h^{up}$  et  $h^{down}$  présentent des valeurs négatives pour le groupe du ratio valeur comptable sur valeur de marché faible et des valeurs positives pour le groupe du ratio élevé. Cette observation est vérifiée pour toutes les classes de taille. Ce résultat corrobore la relation entre le coefficient  $h$  et le ratio valeur comptable sur valeur de marché. Néanmoins, il rejette l'hypothèse de la dépendance de cette relation à la conjoncture économique.

De même, les coefficients du portefeuille *SMB* sont en relation avec la classe de taille. En effet, dans toutes les classes de ratio valeur comptable sur valeur de marché, les coefficients  $s^{up}$  sont positives pour les petites capitalisations et négatives pour les grandes capitalisations. A l'exception de quatre valeurs, leurs  $t$ -statistiques sont supérieures à deux en valeurs absolues. Pour les coefficients  $s^{down}$ , ils sont significativement différents de zéro dans treize cas sur les seize valeurs. Ils sont plus élevés dans le cas des petites capitalisations par rapport aux grandes entreprises.

Enfin, il faut remarquer qu'aussi bien les  $\beta^{up}$  que les  $\beta^{down}$  présentent des valeurs autour de un avec des  $t$ -statistiques élevés.

L'hypothèse d'une bonne description des rentabilités des titres français par

le modèle à trois facteurs est corroborée par l'ensemble de ces observations. En effet, les prédictions du modèle sur la relation entre la rentabilité d'une part et la taille et le ratio valeur comptable sur valeur de marché d'autre part, sont vérifiées. Le nouveau résultat par rapport aux chapitres précédents se résume dans la non dépendance de la capacité explicative du modèle de la conjoncture économique. Au cours aussi bien des récessions que des reprises économiques, les rentabilités des titres français peuvent être expliquées par trois facteurs, le marché, la taille et le ratio valeur comptable sur valeur de marché.

Dés lors, la question qui se pose est de connaître la signification économique de ce résultat. Une explication possible réside dans l'idée que le modèle, sous cette formulation, incorpore des informations sur l'activité économique. Cette hypothèse est corroborée par l'étude de Vassalou (2003) [182]. En effet, l'auteur explique que les deux portefeuilles *HML* et *SMB* comportent des informations en relation avec la croissance future du Produit Intérieur Brut.

L'étude de Liew et Vassalou (2000) [138] documente cette observation sur une base de données internationale. Sur un échantillon de dix pays dont la France, les deux auteurs trouvent un lien entre les rentabilités des deux portefeuilles *HML* et *SMB* et la croissance économique.

### 7.3.3 Le MEDAF

L'hypothèse d'une dépendance du MEDAF à l'environnement économique est aussi examinée. La régression prend la forme suivante :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i^{up} \tau (R_M - R_f) + \beta_i^{down} (1 - \tau) (R_M - R_f) + \epsilon_i \quad (7.3.2)$$

Comme précisé ci-dessus, la variable  $\tau$  est une variable dichotomique. Les exposants *up* et *down* permettent d'identifier, respectivement, les coefficients des

reprises et récessions économiques. Le tableau 7.2 regroupe les coefficients et leurs  $t$ -statistiques, corrigés de l'hétéroscédasticité des erreurs par la matrice de White, les coefficients de détermination ajustés ( $R^2$ ) et les statistiques de Durbin-Watson ( $DW$ ) des régressions, en séries temporelles, des rentabilités des seize portefeuilles sur les rentabilités du portefeuille marché, selon la conjoncture économique.

Dans les régressions en séries temporelles des seize portefeuilles selon le MEDAF, les coefficients  $\beta^{up}$  présentent des  $t$ -statistiques supérieures à trois. Ils sont plus significatifs que les  $\beta^{down}$ . Le nombre d'observations des mois de reprise économique, plus élevé que celui des mois de récession, explique ce résultat. Quant aux ordonnées à l'origine, cinq valeurs sont significativement différentes de zéro. Ces erreurs d'évaluation concernent essentiellement les classes des petites entreprises à ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé.

La comparaison des résultats des tableaux 7.1 et 7.2, révèle deux observations importantes.

D'une part, l'ajout des portefeuilles  $HML$  et  $SMB$ , comme variables explicatives, à la régression permet de rapprocher aussi bien les  $\beta^{up}$  que les  $\beta^{down}$  vers la valeur de un. En effet, dans la plupart des cas, les  $\beta$ s inférieurs à un augmentent et ceux supérieurs à un diminuent.

D'autre part, les caractéristiques générales des régressions en séries temporelles sont meilleures. Aussi bien les coefficients de détermination ajustés ( $R^2$ ) que les statistiques de Durbin-Watson sont plus satisfaisants. Pour les seize régressions, les ( $R^2$ ) ajustés sont plus élevés dans le tableaux 7.1. Quant à la statistique de Durbin-Watson, elle est devenue plus proche de la valeur de deux. Dans ce cas, l'hypothèse d'absence d'auto-corrélation n'est pas rejetée. Enfin, quant à l'ordonnée à l'origine, le modèle à trois facteurs permet d'éliminer seulement une valeur significativement différente de zéro, comparé au MEDAF.

TAB. 7.2 – Le MEDAF : régressions en séries temporelles des 16 portefeuilles selon la conjoncture économique : juillet 1976/juin 2001

L'échantillon est composé de 636 titres du marché français. Le tableau suivant présente, pour chaque portefeuille, les coefficients, leurs  $t$ -statistiques corrigés de l'hétéroscédasticité des erreurs par la matrice de White (entre parenthèses), les  $R^2$  ajustés et la statistique de Durbin-Watson des régressions des séries temporelles. La variable  $\tau$  est une variable dichotomique qui prend la valeur de un pour une conjoncture économique de reprise et zéro lors d'une récession économique. Les exposants *up* et *down* permettent d'identifier respectivement les coefficients des reprises et récessions économiques. Les rentabilités mensuelles des seize portefeuilles sont régressées comme suit :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i^{up} \tau (R_M - R_f) + \beta_i^{down} (1 - \tau) (R_M - R_f) + \epsilon_i$$

		<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>							
		Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<i>Taille</i>		$\alpha$				$\beta^{up}$			
Petite		0.001 (0.324)	0.013 (3.044)	0.011 (3.471)	0.016 (4.942)	1.086 (9.387)	0.979 (9.302)	0.779 (11.459)	0.845 (11.112)
2		0.003 (1.295)	0.000 (0.408)	0.002 (0.921)	0.013 (2.048)	0.885 (13.338)	0.838 (18.840)	0.884 (14.360)	1.194 (3.590)
3		0.000 (0.087)	-0.000 (-0.110)	-0.000 (-0.003)	0.006 (2.293)	0.895 (14.869)	0.905 (14.985)	0.837 (13.095)	0.970 (17.255)
Grande		-0.002 (-1.923)	-0.001 (-0.606)	-0.000 (-0.026)	-0.001 (-0.612)	0.971 (32.785)	1.139 (17.198)	0.977 (20.064)	1.039 (14.589)
		$\beta^{down}$							
Petite		0.315 (1.212)	0.530 (4.292)	0.570 (4.919)	0.666 (2.216)				
2		0.625 (4.004)	0.532 (3.859)	0.426 (1.723)	0.534 (3.788)				
3		0.795 (8.635)	0.682 (9.715)	0.521 (3.276)	0.907 (5.164)				
Grande		1.036 (9.189)	1.269 (5.091)	0.671 (4.794)	0.958 (3.216)				

Tableau 7.2 (suite)

	<i>Ratio valeur comptable sur valeur de marché</i>							
	Faible	2	3	Élevé	Faible	2	3	Élevé
<i>Taille</i>	<i>R<sup>2</sup> ajusté</i>				<i>Durbin Watson</i>			
Petite	0.319	0.337	0.387	0.414	1.982	1.585	1.731	1.866
2	0.480	0.645	0.559	0.139	1.838	2.002	1.830	1.999
3	0.575	0.621	0.599	0.594	1.773	1.894	1.886	1.966
Grande	0.836	0.693	0.721	0.598	2.121	2.165	2.121	2.158

## 7.4 Conclusion

Le présent chapitre est dédié à une synthèse des études relatives à la prévisibilité des rentabilités des actions d'une part et à un test du modèle à trois facteurs selon l'environnement économique d'autre part.

Le premier objectif était de mettre en évidence la complexité des relations entre trois aspects différents de l'économie : économique, monétaire et financier. Différentes études empiriques à ce sujet ont été exposées. Un intérêt particulier a été porté aux méthodologies utilisées et aux résultats obtenus.

Une étude empirique a fait l'objet de la deuxième partie du chapitre. Comparé aux analyses précédentes, un nouveau résultat est présenté. La capacité explicative du modèle à trois facteurs ne dépend pas de la conjoncture économique. En effet, au cours aussi bien des récessions que des reprises économiques, les rentabilités des titres français peuvent être expliquées par trois facteurs : le marché, la taille et le ratio valeur comptable sur valeur de marché.

Par ailleurs, les prédictions du modèle sur la relation entre la rentabilité d'une part et la taille et le ratio valeur comptable sur valeur de marché d'autre part, sont vérifiées. Elles ne dépendent pas de la conjoncture économique.

Une explication possible est avancée à ce résultat. L'étude retient l'hypothèse



selon laquelle le modèle à trois facteurs incorpore des informations sur l'activité économique. Des études récentes (Vassalou 2003 [182]) corroborent cette hypothèse.

# Conclusion générale

Les recherches menées dans cette thèse ont permis d'établir plusieurs résultats quant aux rentabilités des actions sur le marché français. Des interrogations concernant les applications empiriques des modèles d'évaluation des actifs financiers ont été posées. L'objectif fixé est de mieux appréhender les rentabilités des actions en faisant la distinction entre facteurs de risque et anomalies. Le travail a été plus particulièrement axé sur le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) [74] et ses applications au marché français.

Le premier chapitre s'attache à retracer les lignes caractéristiques des modèles d'évaluation des actifs financiers. Un intérêt particulier est porté au MEDAF. Différentes études empiriques portant sur les anomalies ont été présentées. Les deux effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché sont mis en exergue.

Ce chapitre introductif permet également d'exposer les difficultés méthodologiques posées par les applications des modèles d'évaluation des actifs financiers. La question relative à la définition d'un critère de comparaison entre les différents modèles est notamment abordée.

Le deuxième chapitre témoigne de la richesse de la littérature financière consacrée aux développements théoriques et aux investigations empiriques dans le cadre de l'évaluation des actifs financiers. L'objectif retenu est de présenter le débat sur

le modèle à trois facteurs. Les thèses favorables au modèle tout comme celles le réfutant font l'objet d'un exposé.

En effet, le modèle à trois facteurs constitue une formulation "élégante" qui résume un ensemble d'observations empiriques mettant en évidence les deux effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché. Ces derniers ont été révélés tout d'abord sur le marché américain avant d'être identifiés sur d'autres places financières internationales. Le développement théorique proposé par Fama et French afin d'intégrer le modèle à trois facteurs dans le cadre du modèle inter-temporel d'évaluation des actifs financiers de Merton (1973) [149] ou dans le cadre de la théorie d'arbitrage de Ross (1976) [164], est présenté dans ce chapitre.

Néanmoins, ces explications théoriques demeurent sujettes à débat dans la littérature financière. En effet, la première catégorie d'explications, opposée à l'analyse de Fama et French, relève de la finance comportementale. Analyser le comportement des investisseurs pour mieux comprendre les observations empiriques au niveau du marché financier constitue une alternative au modèle à trois facteurs. Les partisans de ce champ d'analyse se réfèrent, entre autres, à la psychologie des individus pour expliquer leurs décisions d'investissement.

Les erreurs d'estimation des modèles d'évaluation des actifs financiers forment la deuxième catégorie d'explications alternatives au modèle à trois facteurs. Trois points clés sont évoqués à ce sujet : le biais du survivant, le tamisage des données et le calcul du vrai  $\beta$ .

Enfin, l'analyse micro-économique de Berk, Green, et Naik (1999) [20] fait l'objet d'un dernier développement cherchant à apporter une explication au modèle à trois facteurs. L'originalité et la solidité de l'approche théorique proposée par les auteurs expliquent l'intérêt qui lui a été accordé dans ce travail.

Le troisième chapitre propose une analyse empirique ayant pour objet de comparer deux modèles d'évaluation des actifs financiers dans le cadre du marché français ; le MEDAF et le modèle à trois facteurs. Sur la période d'étude, s'étalant de juillet 1976 à juin 2001 (300 mois), l'échantillon total a regroupé 636 titres. Tester l'hypothèse de la dépendance des résultats du modèle à trois facteurs à un échantillon et/ou à une période a constitué l'une des motivations de l'étude. Les principaux résultats se résument dans les points suivants.

- Tout d'abord, l'analyse des rentabilités mensuelles des trois variables, le portefeuille de marché, *HML* et *SMB*, montre que seules les primes de marché et de taille sont significativement différentes de zéro. Sur la période d'étude, la prime relative au ratio valeur comptable sur valeur de marché est la prime la plus faible.
- Ensuite, deux portefeuilles de marché distincts, la moyenne pondérée par la capitalisation et la moyenne arithmétique de tous les titres, ont été testés. Le portefeuille de marché retenu est défini comme étant la moyenne pondérée par la capitalisation boursière de tous les titres de l'échantillon. Ce choix a été édicté notamment par la comparaison des erreurs d'estimation tant pour le modèle à trois facteurs que pour le MEDAF.
- Par ailleurs, les relations entre la taille et le ratio valeur comptable sur valeur de marché d'une part et les rentabilités d'autre part ont été vérifiées au niveau des régressions en séries temporelles du modèle à trois facteurs. Les portefeuilles des petites (grandes) entreprises présentent des coefficients *SMB* positifs (négatifs). Quant aux portefeuilles des titres à ratio valeur comptable sur valeur de marché faible (élevé), leurs coefficients *HML* sont négatifs (positifs).
- L'étude faite en séries temporelles et en coupe transversale conclut que les rentabilités des actions sont mieux expliquées par le modèle à trois facteurs

- que par le MEDAF. Dans le cas français, l'ajout des rentabilités des portefeuilles *HML* et *SMB* au portefeuille de marché, comme variables explicatives, améliore les résultats.
- Les résultats des régressions en coupe transversale, obtenus grâce à la méthodologie de Fama et MacBeth (1973) [79], révèlent que seule la prime de taille est significativement différente de zéro. Cette observation constitue un nouveau résultat sur des données françaises. Par ailleurs, le pouvoir explicatif du modèle à trois facteurs est, en moyenne, trois fois plus élevé que celui du MEDAF.
  - Dans le cadre de l'étude en coupe transversale, l'évolution des trois primes de marché, de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché est analysée. La principale observation qui en résulte est relative aux fluctuations prononcées des trois primes au cours des années quatre-vingt dix. Par ailleurs, le différentiel de rentabilité entre petites et grandes entreprises est plus prononcé quand le marché financier est en crise dans son ensemble. En effet, au cours des périodes caractérisées par une prime de risque du marché négative, la prime de taille est positive.
  - Enfin, l'effet du mois de janvier a été également testé. Le résultat de cette partie de l'analyse écarte l'effet du mois de janvier pour le cas français.

Toujours dans le cadre de la distinction entre facteur(s) de risque et anomalie(s), une étude empirique, la première en la matière sur le marché français à notre connaissance, concernant le modèle de Fama et French (1993) [74] d'une part et la proposition de Daniel et Titman (1997) [55] d'autre part a été menée au niveau du quatrième chapitre.

Outre les classements de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché, un groupement des titres a été fait sur la base des coefficients ex-ante *HML*

(ou *SMB* ou  $\beta$ ). Les régressions en séries temporelles des rentabilités des douze portefeuilles issus de ces trois classements ont révélé que les coefficients *HML* (ou *SMB*) ne reproduisent pas le même ordre de classement des portefeuilles. A l'exception de la classe des grandes entreprises, les coefficients ex-ante *HML* (ou *SMB*) ne constituent pas de bons estimateurs des coefficients *HML* (ou *SMB*). Quant aux bêtas du marché, obtenus après la date de formation des portefeuilles, ils reproduisent, dans la plupart des cas, le même ordre de classement que les  $\beta$ s ex-ante.

Deux prédictions différentes des deux modèles ont été mises à l'épreuve au niveau de cette étude. D'une part, l'analyse a porté sur les rentabilités mensuelles moyennes des portefeuilles tests. Selon le modèle des caractéristiques de l'entreprise, ces dernières sont en moyenne égales à zéro. En effet, les portefeuilles tests consistent en l'achat et la vente du même montant d'investissement de titres à caractéristiques égales (ratio valeur comptable sur valeur de marché et taille). Quant au modèle à trois facteurs, il prévoit que les rentabilités de ces portefeuilles sont en moyenne positives. En effet, les portefeuilles "caractéristiques-neutre" présentent des coefficients *HML* (*SMB* ou  $\beta$ ) élevés. Les résultats auxquels a abouti l'analyse concourent à rejeter le modèle des facteurs de risque avec les portefeuilles "caractéristiques-neutre" dans les trois classements de coefficients *HML*, *SMB* et  $\beta$ .

D'autre part, l'intérêt a été porté sur les ordonnées à l'origine des régressions en séries temporelles des rentabilités des portefeuilles "caractéristiques-neutre" sur les rentabilités des trois portefeuilles ; marché, *HML* et *SMB*. Selon Fama et French, les trois facteurs sont suffisants pour l'explication des rentabilités des titres. Par contre, selon l'hypothèse alternative de Daniel et Titman, les trois facteurs surestiment les rentabilités des portefeuilles "caractéristiques-neutre", en raison de leur composition (à coefficient élevé). Dans ce cas, les ordonnées à l'origine doivent

être négatives. Dans la présente étude et à quelques exceptions près, toutes les ordonnées à l'origine ne sont pas significativement différentes de zéro. Ces résultats corroborent l'hypothèse des facteurs de risque de Fama et French.

En définitive, les résultats de cette étude sont contrastés. Deux explications méthodologiques sont avancées. D'une part, procéder à trois classements des titres fait diminuer le nombre de titres par portefeuille. D'autre part, considérer les coefficients ex-ante dans le classement des titres suppose que ces premiers forment de bons estimateurs des vrais coefficients. Au niveau de ce travail, ce ne fut toujours pas le cas.

Dans la troisième étude empirique de la thèse exposée au niveau du cinquième chapitre, l'analyse a porté sur le modèle à trois facteurs en présence des co-moments d'ordres trois et quatre. La méthodologie utilisée a consisté en la construction de portefeuilles représentant la *co-skewness* et la *co-kurtosis*. Des données ex-ante ont servi à cette fin.

Le premier résultat de l'étude a concerné la contribution marginale du portefeuille de *co-skewness* dans l'explication des rentabilités. En effet, la variation temporelle des rentabilités mensuelles des portefeuilles est expliquée par celle des trois facteurs ; marché, *HML* et *SMB*. L'ajout des portefeuilles de *co-skewness* n'améliore pas les résultats. Par ailleurs, il n'affecte pas les relations entre les rentabilités d'une part et les classements de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché d'autre part.

Le second résultat a porté sur le pouvoir explicatif des portefeuilles de marché, *HML* et *SMB* en présence des portefeuilles de *co-skewness* et de *co-kurtosis*. L'analyse révèle deux points essentiels.

- A l'exception de quelques coefficients des portefeuilles de *co-kurtosis* et de

*co-skewness* significatifs, aucun pouvoir explicatif supplémentaire n'est enregistré.

- Par ailleurs, les relations entre la taille et le ratio valeur comptable sur valeur de marché d'une part et les rentabilités d'autre part sont toujours vérifiées.

La conclusion de cette étude se résume dans une corroboration de l'hypothèse selon laquelle les portefeuilles de *co-skewness* et de *co-kurtosis* apportent une contribution marginale dans l'explication de la variation temporelle des rentabilités des portefeuilles des actions françaises. La contribution la plus significative de la *co-kurtosis* est associée aux petites capitalisations. Quant à la *co-skewness*, elle est associée à la classe des grandes capitalisations. Toutefois, la présence de ces portefeuilles ne remplace en aucun cas les effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché. Les trois facteurs, marché, *SMB* et *HML* conservent leur capacité explicative.

Ferguson et Shockley (2003) [80] discutent la question du *vrai* portefeuille de marché. Ils démontrent que les effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché constituent le résultat d'une mauvaise spécification du portefeuille de marché. Au niveau du sixième chapitre de la thèse, cette proposition est discutée. Une investigation empirique, la première en la matière à notre connaissance sur le marché français, est conduite.

L'examen des portefeuilles de marché, *SMB*, *HML* et de dettes dans l'explication des rentabilités a été effectué tant en séries temporelles qu'en coupe transversale. La base de données a permis de construire un seul type de portefeuille selon la mesure de l'endettement. Le ratio d'endettement a été considéré dans cette classification. La période couverte s'étale de juillet 1984 à juin 2001.

Le portefeuille de dettes ne se substitue pas aux deux portefeuilles *SMB* et *HML* dans l'explication des rentabilités tant en séries temporelles qu'en coupe



transversale, tel est le principal résultat de l'étude.

En effet, au niveau des régressions en séries temporelles, les trois facteurs (*SMB*, *HML* et dettes), avec le portefeuille de marché, permettent de cerner la variation temporelle des rentabilités. Néanmoins, le seul portefeuille de dettes n'explique pas la totalité des primes de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché.

Dans le cadre des régressions en coupe transversale, seule la prime de taille est statistiquement significative. Toutefois, le modèle à trois facteurs avec le portefeuille de la dette expliquent, en moyenne, 40.25% des rentabilités des actions. C'est le meilleur résultat obtenu à partir des différentes combinaisons des portefeuilles de marché, *HML*, *SMB* et de dettes.

Ces résultats suggèrent une conclusion concernant l'utilité mais non la suffisance du portefeuille de dettes. En effet, ce dernier permet d'obtenir une amélioration additionnelle du modèle à trois facteurs sans pour autant remplacer les deux portefeuilles *SMB* et *HML*.

Le dernier chapitre a été consacré à un test du modèle à trois facteurs selon l'environnement économique. Un intérêt particulier a été porté à la complexité des relations entre les dimensions économique, monétaire et financière de l'économie. Dans ce cadre, un ensemble d'études empiriques ayant analysé ces aspects a été exposé. L'accent a été mis sur les méthodologies utilisées et les résultats obtenus.

Le principal résultat de l'étude empirique se rapporte à la non dépendance de la capacité explicative du modèle à trois facteurs de la conjoncture économique. Les rentabilités des titres français peuvent être expliquées par trois facteurs, le marché, la taille et le ratio valeur comptable sur valeur de marché et ce quelque soit la conjoncture économique. Par ailleurs, les prédictions du modèle sur la relation entre la rentabilité d'une part et la taille et le ratio valeur comptable sur valeur de

marché d'autre part, sont vérifiées. Dans le cadre de la recherche d'une explication économique à ce résultat, l'étude est favorable à l'hypothèse selon laquelle le modèle à trois facteurs incorpore des informations sur l'activité économique.

D'autres recherches peuvent être menées à la lumière des résultats de la thèse. Cinq points différents peuvent être retenus.

**Les différents frictions du marché** L'ensemble des études empiriques présentées dans cette thèse s'inscrit dans un cadre d'hypothèses simplificatrices. L'information est supposée être disponible à tous les opérateurs. Elle est intégrée d'une façon instantanée dans les cours. La seule variable considérée avec un retard est le ratio valeur comptable sur valeur de marché. En effet, le ratio du mois de décembre est utilisé pour le classement des titres au mois de juillet de l'année suivante. Cette hypothèse permet de rapprocher la réalité concernant le décalage entre le moment de l'élaboration d'une variable comptable et le moment de sa publication. Néanmoins, plusieurs autres aspects relatifs à la relation entre les frictions des marchés financiers et la vitesse de diffusion de l'information ne sont pas abordés dans ce travail. Certains auteurs affirment l'existence d'un lien entre cette relation et les deux effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché (Hou et Moskowitz 2003 [109]). Des possibilités de recherche dans cette voie sont envisageables.

**Les tests hors échantillon** Dans le cadre de la comparaison de la proposition de Fama et French (1993) [74] à celle de Daniel et Titman (1997) [55], une difficulté méthodologique relative au nombre réduit de titres par portefeuille a été évoquée. Une des possibilités d'extension de cette étude est de considérer un échantillon européen. Des tests hors échantillon peuvent apporter des éclaircissements supplémentaires au sujet des effets taille et ratio valeur

comptable sur valeur de marché. Néanmoins, d'après certaines études (Griffin 2000 [91]), la version nationale du modèle à trois facteurs domine sa version internationale. Dans ce cas, l'extension de notre étude à un cadre européen supposera une certaine homogénéité des différentes places financières européennes.

**La distribution des rentabilités** Dans la troisième étude empirique de la thèse, une investigation concernant la contribution marginale des co-moments d'ordres trois et quatre dans l'explication des rentabilités a été menée. Les résultats suggèrent deux autres voies de recherche. Dans un premier lieu, le choix méthodologique des portefeuilles représentant les co-moments peut être remis en cause. En absence de méthodologie *standard*, ce choix a été essentiellement motivé par le cadre d'analyse dans lequel l'étude est menée, à savoir le modèle à trois facteurs. Par ailleurs, le résultat associant le co-moment d'ordre trois aux grandes capitalisations et le co-moment d'ordre quatre aux petites capitalisations peut faire l'objet d'étude approfondie. Dans un second lieu, plusieurs chercheurs en finance s'intéressent aux semi co-moments. Une des extensions de notre étude est d'analyser l'apport de ces derniers dans l'explication des effets taille et ratio valeur comptable sur valeur de marché.

**Le portefeuille de marché** Dans l'investigation empirique de la proposition de Ferguson et Shockley (2003) [80], un seul portefeuille a été considéré pour représenter l'endettement relatif de l'entreprise. Intégrer la dimension de la relative détresse financière pourrait apporter des éclaircissements supplémentaires au sujet du modèle à trois facteurs.

**Les formes conditionnelles** En considérant les cycles économiques, la thèse introduit l'analyse des modèles d'évaluation des actifs financiers selon les formes

conditionnelles. Comparer les formes conditionnelles aux formes incondi-  
tionnelles constitue l'une des voies de recherche qui peut apporter des éclaircis-  
sements supplémentaires pour la compréhension des rentabilités. La période  
d'étude considérée au niveau des différentes études empiriques de la thèse  
est relativement longue. Des formes conditionnelles des modèles d'évaluation  
peuvent être justifiées dans ce cadre d'analyse.

# Annexe A

## Tests supplémentaires des régressions en séries temporelles du modèle à trois facteurs des 16 portefeuilles

Cette annexe expose des tests supplémentaires relatifs aux régressions en séries temporelles des 16 portefeuilles du chapitre trois. Les tests de stationnarité des différentes séries chronologiques (aussi bien les variables dépendantes que les variables explicatives) font l'objet d'une présentation dans la première partie. Les tests d'homoscédasticité, d'auto-corrélation et de normalité des résidus et de stabilité temporelle des coefficients sont groupés dans la deuxième partie.

### A.1 Tests de stationnarité des séries chronologiques

La solidité des résultats suppose la stationnarité des séries chronologiques. En effet, une série chronologique est dite stationnaire dans le cas où elle ne comporte ni tendance ni saisonnalité. Lorsqu'il y a la possibilité de modéliser le processus de reproduction, la série est qualifiée de processus stationnaire à mémoire. Une

série chronologique est dite un bruit blanc lorsqu'elle est identiquement et indépendamment distribuée. Elle est qualifiée de bruit blanc gaussien lorsqu'elle est, également, normalement et indépendamment distribuée.

Le tableau A.1 présente deux tests de stationnarité pour les différentes séries chronologiques : le test augmenté de Dickey-Fuller (ADF3) et le test de Phillips et Perron (PhP3). Ces deux tests vérifient l'existence de tendance, avec une constante. Trois retards ont été considérés. La valeur critique de MacKinnon pour rejeter l'hypothèse de racine unitaire, à un niveau de confiance de 1%, est de -3.99. Les deux tests rejettent l'hypothèse de racine unitaire avec tendance : les différentes séries chronologiques considérées sont stationnaires.

Le tableau A.2 regroupe les résultats du test de Bruit Blanc de Ljung-Box de l'ensemble des séries chronologiques considérées. En effet, les Q-statistiques présentés dans ce tableau testent l'hypothèse nulle d'absence d'auto-corrélation dans la série jusqu'à un ordre  $k$ . Un problème pratique posé par ce type de test est le choix de l'ordre  $k$  : un ordre  $k$  faible ne permet pas de détecter l'auto-corrélation d'ordre supérieur ; tandis qu'un ordre  $k$  élevé risque de donner un test insignifiant puisque l'auto-corrélation significative peut être diluée par les auto-corrélations non significatives. Le choix retenu est celui de  $k = 1$ .

Les résultats montrent que l'hypothèse de Bruit Blanc est rejetée pour les variables explicatives. Quant aux variables dépendantes, l'hypothèse de distribution identique et indépendante n'est pas rejetée pour la majorité des séries.

## A.2 Test d'homoscédasticité des résidus de White

Le modèle à trois facteurs est un modèle linéaire général. En effet, les rentabilités en excès des titres sont liées linéairement à trois variables explicatives.

TAB. A.1 – Tests de stationnarité de Dickey-Fuller augmenté (1981) et de Phillips et Perron (1988) : juillet 1976/juin 2001

*Variables dépendantes*

Ratio valeur comptable/valeur de marché				
	Faible	2	3	Élevé
<b>Taille</b>			<i>ADF3</i>	
Petite	-8.19	-8.67	-7.69	-7.42
2	-8.67	-8.91	-8.49	-8.72
3	-8.50	-8.95	-8.54	-7.43
Grande	-8.41	-9.01	-8.30	-8.67
			<i>PhP3</i>	
Petite	-16.55	-12.93	-13.78	-15.30
2	-14.41	-15.71	-14.02	-16.49
3	-15.34	-15.23	-14.35	-14.90
Grande	-17.23	-17.50	-15.88	-16.66

*Variables explicatives*

	<i>ADF3</i>	<i>PhP3</i>
Mktpond.	-8.22	-15.72
HML	-8.66	-16.57
SMB	-8.75	-16.70

TAB. A.2 – Tests de Bruit Blanc de Ljung-Box (1978) : juillet 1976/juin 2001

*Variables dépendantes*

		Ratio valeur comptable/valeur de marché			
		Faible	2	3	Élevé
<b>Taille</b>		<i>Q</i>			
Petite	1.17		25.50	14.52	4.62
2	10.24		2.36	12.23	0.60
3	4.42		5.15	9.55	6.47
Grande	0.00		0.08	2.00	0.34
		<i>p.c.</i>			
Petite	0.27		0.00	0.00	0.03
2	0.00		0.12	0.00	0.43
3	0.03		0.02	0.00	0.01
Grande	0.98		0.77	0.15	0.55

*Variables explicatives*

	<i>Q</i>	<i>p.c.</i>
Mktpond.	2.40	0.12
HML	0.54	0.46
SMB	0.33	0.56



$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + s_iSMB + h_iHML + \epsilon_i$$

L'estimation de ce type de modèle repose sur un ensemble d'hypothèses, notamment des hypothèses sur les variables explicatives et d'autres relatives au terme d'erreur ( $\epsilon_i$ ). En effet, la présence de plusieurs variables explicatives dans l'équation suppose l'absence de colinéarité entre elles. Chaque variable doit avoir une contribution particulière dans l'explication de la variable dépendante. Quant aux résidus de l'équation, trois hypothèses centrales doivent être vérifiées : l'homoscédasticité, l'indépendance et la normalité. La vérification de ces dernières permet d'affirmer que l'estimateur par les moindres carrés ordinaires est le meilleur estimateur linéaire sans biais (*Best Unbiased Estimator* ou encore BLUE).

TAB. A.3 – Test d'homoscédasticité des résidus de White (1980) : juillet 1976/juin 2001

	Ratio valeur comptable/valeur de marché			
	Faible	2	3	Élevé
<b>Taille</b>			<i>LM<sub>W</sub></i>	
Petite	36.44	80.00	33.18	63.61
2	13.97	181.80	180.18	294.71
3	149.14	34.41	103.52	37.73
Grande	69.26	20.47	48.52	37.91
			<i>p.c.</i>	
Petite	0.00	0.00	0.00	0.00
2	0.12	0.00	0.00	0.00
3	0.00	0.00	0.00	0.00
Grande	0.00	0.01	0.00	0.00

Le tableau A.3 est consacré au test de l'homoscédasticité des résidus. En d'autres termes, l'hypothèse de la constance de la variance des résidus est testée.

Le test d'homoscédasticité de White (1980) est sollicité. L'hypothèse nulle de ce test est celle de l'homoscédasticité des résidus contre toute autre forme inconnue d'hétéroscédasticité. Ce test peut être considéré aussi comme étant un test d'une mauvaise spécification du modèle. En effet, en plus de l'homoscédasticité des résidus, l'hypothèse nulle suppose l'indépendance des résidus et la forme linéaire du modèle. Le rejet de l'hypothèse nulle signifie la violation de l'une ou de toutes ces conditions.

Les résultats du tableau A.3 concernent la forme originale du test de White ( $LM_W$ ) qui inclut les termes croisés des variables explicatives. Ils montrent que l'hypothèse d'homoscédasticité est rejetée pour toutes les régressions en séries temporelles du modèle à trois facteurs pour les 16 portefeuilles. Les deux tests de White (1980) et Newey-West (1987) permettent de contourner la limite de l'hétéroscédasticité en corrigeant la significativité statistique des coefficients des régressions. Au niveau du troisième chapitre, les  $t$ -statistiques des coefficients sont corrigés par la matrice de White.

### A.3 Test d'auto-corrélation des résidus de Breusch-Godfrey

Un ensemble de tests d'auto-corrélation des erreurs sont exposés. Le test de Durbin-Watson (1950, 1951) est un test d'auto-corrélation d'ordre un. Dans le cas où la statistique de Durbin-Watson ( $DW$ ) est proche de la valeur de deux, l'hypothèse d'absence d'auto-corrélation n'est pas rejetée. Les statistiques de Durbin-Watson sont présentées dans les tableaux des régressions.

Cette annexe présente également le test de Breusch-Godfrey. En effet, l'hypothèse nulle de ce dernier test stipule qu'il n'existe pas d'auto-corrélation des résidus

TAB. A.4 – Test d’auto-corrélation des résidus de Breusch-Godfrey (1978) : juillet 1976/juin 2001

		Ratio valeur comptable/valeur de marché			
		Faible	2	3	Élevé
<b>Taille</b>		$LM_{BG}$			
Petite	0.06		0.47	2.13	1.27
2	0.03		0.03	1.62	0.40
3	0.02		0.04	0.01	0.01
Grande	3.22		3.27	1.25	1.15
		$p.c.$			
Petite	0.80		0.49	0.14	0.25
2	0.84		0.85	0.20	0.52
3	0.87		0.84	0.89	0.89
Grande	0.07		0.07	0.26	0.28

jusqu’à un certain ordre. Les statistiques ( $LM_{BG}$ ) du tableau A.4 sont relatives au test de Breusch-Godfrey avec un seul retard. Tous les résultats convergent vers la même conclusion : il n’y a pas de dépendance sérielle des erreurs de toutes les régressions des différentes séries chronologiques.

## A.4 Test de normalité des résidus de Jarque-Bera

Afin de tester l’hypothèse de normalité des résidus, le test paramétrique de Jarque et Bera (1984) est utilisé. Sous l’hypothèse nulle, la statistique de Jarque et Bera ( $JB$ ) suit une loi du chi-deux à deux degrés de liberté. Le tableau A.5 récapitule l’ensemble des résultats pour les seize régressions en séries temporelles. L’hypothèse de normalité des résidus est rejetée pour l’ensemble des régressions.

TAB. A.5 – Test de normalité des résidus de Jarque-Bera (1984) : juillet 1976/juin 2001

		Ratio valeur comptable/valeur de marché			
		Faible	2	3	Élevé
<b>Taille</b>		<i>JB</i>			
Petite	11351	787	434	5518	
2	385	94	235	18898	
3	37	220	63	58	
Grande	1565	36043	101	223	
		<i>p.c.</i>			
Petite	0.00	0.00	0.00	0.00	
2	0.00	0.00	0.00	0.00	
3	0.00	0.00	0.00	0.00	
Grande	0.00	0.00	0.00	0.00	

## A.5 Test de stabilité temporelle des coefficients de Chow

Du fait que la période d'étude est relativement longue (juillet 1976/juin 2001), un test de la stabilité temporelle des coefficients s'impose. Le test de Chow permet de réaliser ce type d'exercice. En effet, il estime le modèle pour deux (ou plusieurs) sous-périodes. Ensuite, il compare les équations estimées afin de pouvoir vérifier s'il y a un changement significatif ou non dans le modèle.

Le test de Chow peut être aussi utilisé d'une autre manière fondée sur la prévision. En effet, il peut estimer le modèle sur une sous-période. Ensuite, il utilise le modèle estimé pour calculer des valeurs prévisionnelles sur l'autre sous-période. La différence entre les valeurs estimées et les valeurs réalisées sur la deuxième période permet de voir s'il y a une stabilité temporelle ou non du modèle.

Toutefois, il faut savoir que les deux types de tests de Chow ne donnent pas

toujours des conclusions cohérentes, comme ce fût le cas avec les régressions considérées (tableau A.6).

En effet, la période totale est divisée en deux sous périodes de 150 mois chacune. Selon le test de Chow, il n'y a pas de stabilité temporelle des coefficients entre les deux sous périodes. En d'autres termes, l'hypothèse d'égalité des coefficients du modèle estimé sur les deux sous périodes est rejetée.

Néanmoins, les résultats du test prévisionnel de Chow sont plus positifs. L'utilisation du modèle, estimé sur la première sous période, pour la deuxième sous période, donne des valeurs prévisionnelles des variables proches de celles des réalisations (les probabilités sont proches ou égales à un).

TAB. A.6 – Test de stabilité temporelle des coefficients de Chow sur deux sous périodes : juillet 1976/décembre 1988 et janvier 1989/juin 2001

Ratio valeur comptable/valeur de marché				
Taille	Faible	2	3	Élevé
<i>Test de Chow</i>				
<i>F-statistique</i>				
Petite	6.73	13.34	6.90	15.12
2	1.38	10.44	11.73	77.29
3	10.02	3.06	4.16	0.68
Grande	15.00	9.69	1.35	7.89
<i>Probabilité</i>				
Petite	0.00	0.00	0.00	0.00
2	0.23	0.00	0.00	0.00
3	0.00	0.01	0.00	0.60
Grande	0.00	0.00	0.24	0.00
<i>Test prévisionnel de Chow</i>				
<i>F-statistique</i>				
Petite	1.33	1.88	0.84	2.00
2	0.50	1.10	0.73	9.63
3	0.96	0.56	0.54	1.23
Grande	0.62	0.24	0.39	0.49
<i>Probabilité</i>				
Petite	0.04	0.00	0.84	0.00
2	0.99	0.28	0.97	0.00
3	0.58	0.99	0.99	0.09
Grande	0.99	1.00	1.00	0.99

## Annexe B

# Tests supplémentaires des régressions en séries temporelles du MEDAF des 16 portefeuilles

### B.1 Test d'homoscédasticité des résidus de White

Le modèle d'évaluation des actifs financiers (MEDAF) est un modèle linéaire simple. En effet, les rentabilités en excès des titres sont liées linéairement à une variable explicative  $R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + \epsilon_i$ . La même série de tests que celle réalisée sur le modèle à trois facteurs, présentée dans l'annexe précédente, est menée.

Le premier test est celui de l'homoscédasticité des erreurs ; en d'autres termes, la constance de la variance des résidus. Le test d'homoscédasticité de White (1980) est présenté. Les résultats du tableau B.1 concernent la forme originale du test de White ( $LM_W$ ) qui inclut les termes croisés des variables explicatives. Ils montrent que l'hypothèse d'homoscédasticité est rejetée pour la plupart des régressions.

Afin de corriger cette hétéroscédasticité, le test White (1980) qui corrige la significativité statistique des coefficients des régressions, est utilisé. Les  $t$ -statistiques des coefficients des régressions en séries temporelles du MEDAF, présentées dans le troisième chapitre, sont corrigées de l'hétéroscédasticité par la matrice de White.

TAB. B.1 – Test d’homoscédasticité des résidus de White (1980) : juillet 1976/juin 2001

	Ratio valeur comptable/valeur de marché			
	Faible	2	3	Élevé
<b>Taille</b>			$LM_W$	
Petite	3.55	5.61	4.63	8.58
2	10.98	9.77	33.24	6.85
3	7.79	17.80	66.40	12.09
Grande	1.59	5.35	24.93	21.14
			<i>p.c.</i>	
Petite	0.16	0.06	0.09	0.01
2	0.00	0.00	0.00	0.03
3	0.02	0.00	0.00	0.00
Grande	0.45	0.06	0.00	0.00

## B.2 Test d’auto-corrélation des résidus de Breusch-Godfrey

Au niveau du troisième chapitre, un test d’auto-corrélation des erreurs (Durbin-Watson) pour les régressions du MEDAF est présenté. L’objet de cette section est d’exposer un autre test d’auto-corrélation des erreurs, à savoir le test de Breusch-Godfrey. Les résultats du tableau B.2 montrent qu’il n’y a pas de dépendance sérielle des erreurs pour la plupart des régressions des différentes séries chronologiques. En effet, l’hypothèse nulle du test de Breusch-Godfrey d’absence de corrélation entre les résidus n’est pas rejetée (les probabilités sont proches de un) pour neuf régressions.



TAB. B.2 – Test d’auto-corrélation des résidus de Breusch-Godfrey (1978) : juillet 1976/juin 2001

Ratio valeur comptable/valeur de marché				
	Faible	2	3	Élevé
<b>Taille</b>			$LM_{BG}$	
Petite	0.02	12.62	4.97	1.19
2	2.04	0.05	2.17	0.00
3	3.81	0.84	1.03	0.06
Grande	1.28	2.06	1.37	2.05
			$p.c.$	
Petite	0.86	0.00	0.02	0.27
2	0.15	0.81	0.14	0.98
3	0.05	0.35	0.30	0.80
Grande	0.25	0.15	0.24	0.15

### B.3 Test de normalité des résidus de Jarque-Bera

Il existe plusieurs tests de la normalité. Afin de tester la normalité des résidus, le test paramétrique de Jarque et Bera (1984) est retenu. Sous l’hypothèse nulle, la statistique de Jarque et Bera ( $JB$ ) suit une loi du chi-deux à deux degrés de liberté. Le tableau B.3 récapitule l’ensemble des résultats pour les seize régressions en séries temporelles. L’hypothèse de normalité des résidus est rejetée pour toutes

TAB. B.3 – Test de normalité des résidus de Jarque-Bera (1984) : juillet 1976/juin 2001

		Ratio valeur comptable/valeur de marché			
		Faible	2	3	Élevé
<b>Taille</b>				<i>JB</i>	
Petite	16183		5972	304	2065
2	507		21	53	738119
3	4482		771	43	53
Grande	1656		38596	104	309
				<i>p.c.</i>	
Petite	0.00		0.00	0.00	0.00
2	0.00		0.00	0.00	0.00
3	0.00		0.00	0.00	0.00
Grande	0.00		0.00	0.00	0.00

les régressions.

## B.4 Test de stabilité temporelle des coefficients de Chow

Comme dans le cas du modèle à trois facteurs, les deux tests de stabilité temporelle de Chow sont présentés. Les résultats des deux tests (tableau B.4) diffèrent selon les régressions. En effet, la période totale est divisée en deux sous périodes de 150 mois chacune. Selon le test de Chow, il n'y a pas de stabilité temporelle des coefficients entre les deux sous périodes pour huit régressions sur seize. En d'autres termes, l'hypothèse d'égalité des coefficients du modèle estimée sur les deux sous périodes est rejetée. Néanmoins, les résultats du test prévisionnel de Chow sont plus positifs puisque l'hypothèse de stabilité temporelle des coefficients n'est rejetée que pour cinq cas.

TAB. B.4 – Test de stabilité temporelle des coefficients de Chow sur deux sous périodes : juillet 1976/décembre 1988 et janvier 1989/juin 2001

Ratio valeur comptable/valeur de marché				
Taille	Faible	2	3	Élevé
<i>Test de Chow</i>				
<i>F-statistique</i>				
Petite	3.39	1.41	1.93	12.04
2	1.16	8.74	6.10	1.27
3	1.55	4.26	3.09	1.36
Grande	7.02	5.87	0.03	0.42
<i>Probabilité</i>				
Petite	0.03	0.24	0.14	0.00
2	0.31	0.00	0.00	0.27
3	0.21	0.01	0.04	0.25
Grande	0.00	0.00	0.96	0.65
<i>Test prévisionnel de Chow</i>				
<i>F-statistique</i>				
Petite	2.24	2.89	0.73	1.08
2	1.06	0.75	0.48	15.96
3	1.99	0.89	0.46	1.25
Grande	0.33	0.13	0.37	0.36
<i>Probabilité</i>				
Petite	0.00	0.00	0.96	0.31
2	0.35	0.95	0.99	0.00
3	0.00	0.74	0.99	0.08
Grande	1.00	1.00	1.00	1.00

## Annexe C

# Le modèle à trois facteurs et le MEDAF pour les titres du Premier Marché Français

Cette annexe résume les résultats des tests relatifs aux rentabilités mensuelles en excès des portefeuilles construits à partir des seuls titres du Premier Marché français. Ces portefeuilles regroupent les titres ayant des données dans Datastream, à savoir des cours mensuels, des capitalisations boursières et des ratios valeur comptable sur valeur de marché. Le nombre totale des titres retenus est de 157. Ensuite, les titres à ratio valeur comptable sur valeur de marché négatif et/ou des rentabilités mensuelles sur une seule année ont été éliminés. L'échantillon est ainsi réduit à 142 titres. La période couverte est de juillet 1976 à juin 2001 (300 mois).

Comme précisé auparavant, la méthodologie de Fama et French(1993) a été mise en oeuvre pour la construction des portefeuilles. L'intersection entre les deux classements de taille et de ratio valeur comptable sur valeur de marché, faits d'une façon indépendante, permet d'obtenir six portefeuilles (HS, HB, MS, MB, LS, et LB). La rentabilité mensuelle de chaque portefeuille correspond à la moyenne, pondérée par la capitalisation, des rentabilités mensuelles des titres qui le composent. Le taux sans risque est le taux mensuel équivalent au : taux d'intérêt à court terme (juillet 1976 à janvier 1981) ; taux du marché monétaire à un mois (février 1981 à

janvier 1987) ; PIBOR (février 1987 à décembre 1998) et EURIBOR (janvier 1999 à juin 2001).

Pour la variable dépendante des régressions, huit portefeuilles différents sont considérés : HS, HB, MS, MB, LS, LB et les deux portefeuilles à ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé et faible. Les trois variables explicatives sont : le marché, HML et SMB. Toutes les variables sont décrites dans le troisième chapitre.

Les rentabilités des variables dépendantes sont résumées dans le tableau C.1. La moyenne pour les huit portefeuilles considérés est comprise entre 0.82% et 1.26% par mois. La relation positive entre les rentabilités moyennes et le ratio valeur comptable sur valeur de marché est confirmée dans la classe des petites capitalisations. Dans chaque groupe de ratio valeur comptable sur valeur de marché, sauf le groupe moyen, les rentabilités moyennes des portefeuilles diminuent avec la taille. La relation négative entre la rentabilité et la taille est vérifiée dans ces groupes de portefeuilles. Enfin, les rentabilités mensuelles moyennes des portefeuilles à ratio valeur comptable sur valeur de marché faible et élevé sont respectivement de 0.93% et 1.02%.

Les rentabilités mensuelles en excès des huit portefeuilles sont régressées sur :

– les rentabilités mensuelles en excès du portefeuille du marché :  $R_i - R_f =$

$$\alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + \epsilon_i$$

– les rentabilités mensuelles des trois variables suivantes : Marché, HML et

SMB, selon l'équation suivante :  $R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + s_iSMB +$

$$h_iHML + \epsilon_i$$

Pour la période de juillet 1976 à juin 2001, seule la moyenne pondérée par la capitalisation des rentabilités de tous les titres est considérée comme le portefeuille du marché. Les résultats sont résumés dans le tableau C.1. Ils ne sont pas corrigés de l'hétéroscédasticité. Sur la base du coefficient de détermination ( $R^2$  ajusté), le

modèle à trois facteurs explique mieux les rentabilités des portefeuilles, comparé au MEDAF. En effet, pour les huit portefeuilles, les  $R^2$  ajustés du modèle à trois facteurs (la moyenne des  $R^2$  ajusté est de 90.1%) sont supérieurs à ceux du MEDAF (la moyenne des  $R^2$  ajusté est de 73.6%).

Dans le cas du MEDAF, les  $\beta$ s du marché présentent tous un  $t$ -statistique supérieur à 19 et les  $R^2$  ajustés sont compris entre 55.4% et 89.2%. Avec le modèle à trois facteurs, les  $t$ -statistiques des  $\beta$ s du marché augmentent (supérieur à 33) ainsi que les  $R^2$  ajustés (dans l'intervalle de 82.9% à 95.7%).

Après l'ajout des deux portefeuilles HML et SMB aux régressions, les  $\beta$ s faibles (inférieur à un) augmentent et les  $\beta$ s élevés diminuent.

En plus, les coefficients de HML sont en relation avec le ratio valeur comptable sur valeur de marché. Pour, aussi bien les petites que les grandes capitalisations, ils passent des valeurs négatives pour le groupe de ratio faible à des valeurs positives pour le groupe à ratio élevé. A l'exception du portefeuille MS, les  $t$ -statistiques de ces coefficients sont supérieurs à huit.

De même, les coefficients de SMB sont en relation avec la taille. Dans chaque classe de ratio valeur comptable sur valeur de marché, ils diminuent en passant des petites aux grandes capitalisations. Pour tous les portefeuilles, sauf MS, les  $t$ -statistiques de ces coefficients sont supérieurs à six.

TAB. C.1 – Régressions des rentabilités mensuelles en excès des portefeuilles (*Premier Marché*) : juillet 1976/juin 2001

L'échantillon est composé de 142 titres du Premier Marché français. La rentabilité mensuelle de chaque portefeuille correspond à la moyenne pondérée par la capitalisation des titres qui le composent. Trois variables explicatives sont considérées : marché, *HML* et *SMB*. Ce tableau présente, pour chaque portefeuille, la rentabilité mensuelle moyenne, l'écart-type, les coefficients des régressions et leurs *t*-statistiques (entre parenthèses), et les  $R^2$  ajustés. Les rentabilités mensuelles en excès des portefeuilles sont régressées selon l'équation suivante :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + \epsilon_i$$

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + s_iSMB + h_iHML + \epsilon_i$$

Ptif.	Moyenne		MEDAF		Le modèle à trois facteurs					
		Écart-type	$\alpha$	$\beta$	$R^2$ ajusté	$\alpha$	$\beta$	s	h	$R^2$ ajusté
SL	0.010	0.078	0.000 (0.055)	0.941 (19.289)	0.554	-0.000 (-0.517)	1.009 (33.178)	0.848 (16.984)	-0.468 (-11.340)	0.829
SM	0.010	0.069	0.000 (0.330)	0.927 (25.831)	0.690	-0.000 (-0.611)	0.985 (42.313)	0.755 (19.752)	0.273 (8.634)	0.872
SH	0.012	0.073	0.002 (0.991)	0.916 (21.202)	0.600	0.000 (0.360)	0.989 (64.497)	0.973 (38.639)	0.627 (30.112)	0.950
BL	0.008	0.066	-0.001 (-1.480)	1.015 (49.767)	0.892	-0.001 (-1.290)	1.002 (60.338)	-0.178 (-6.524)	-0.264 (-11.710)	0.930
BM	0.012	0.063	0.002 (2.046)	0.955 (46.785)	0.880	0.002 (1.938)	0.960 (46.903)	0.056 (1.680)	0.054 (1.953)	0.881
BH	0.008	0.079	-0.002 (-0.986)	1.047 (24.459)	0.666	-0.002 (-1.421)	1.021 (34.043)	-0.303 (-6.158)	0.641 (15.755)	0.839
LB/M	0.009	0.066	-0.000 (-0.553)	0.978 (39.282)	0.838	-0.001 (-1.368)	1.005 (74.069)	0.335 (15.029)	-0.366 (-19.863)	0.952
HB/M	0.010	0.069	0.000 (0.009)	0.982 (31.629)	0.770	-0.001 (-1.368)	1.005 (74.069)	0.335 (15.029)	0.634 (34.428)	0.957

Dans les régressions du MEDAF, un effet taille est observé : les ordonnées à l'origine des portefeuilles de petites capitalisations sont supérieures à celles des portefeuilles de grandes capitalisations ; dans les deux classes de ratio valeur comptable sur valeur de marché faible et élevé.

En plus, les ordonnées à l'origine sont en relation avec le ratio valeur comptable sur valeur de marché dans le seul cas des petites capitalisations puisqu'elles augmentent avec le ratio. Cette observation est aussi constatée dans le cas des deux portefeuilles HB/M et LB/M.

Dans tous les cas sauf un (le portefeuille MB), les ordonnées à l'origine ne sont pas significativement différentes de zéro avec des  $t$ -statistiques inférieurs à deux. En ajoutant les deux portefeuilles HML et SMB aux régressions, toutes les ordonnées à l'origine ne sont pas significativement différentes de zéro.

En résumé, le modèle à trois facteurs explique la variation temporelle (ou encore *common time-series variation*) des rentabilités (voir les coefficients et les  $R^2$  ajustés). Par ailleurs, toutes les ordonnées à l'origine ne sont pas significativement différentes de zéro.

Le modèle à trois facteurs est également testé sur le Premier Marché Français, avec six portefeuilles de marché différents (juillet 1991 à juin 2001). Ces portefeuilles de marché sont : la moyenne arithmétique des rentabilités de tous les titres, la moyenne pondérée par la capitalisation des rentabilités des titres, les indices CAC40, SBF80, SBF120 et SBF250. Seuls les deux portefeuilles à ratio valeur comptable sur valeur de marché, faible et élevé, ont été considérés comme variables dépendantes.

Le tableau C.2 résume l'ensemble des résultats (les  $t$ -statistiques ne sont pas corrigés de l'hétéroscédasticité des erreurs). Les coefficients de HML sont en relation avec le ratio valeur comptable sur valeur de marché. En effet, les coefficients de HML du portefeuille à ratio élevé sont supérieurs à ceux du portefeuille à ratio



faible.

*Portefeuille à ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé* : pour la période de juillet 1991 à juin 2001 (120 mois), les rentabilités mensuelles, en excès du taux sans risque, de ce portefeuille sont régressées sur trois variables explicatives. Le tableau C.2 montre que les trois facteurs expliquent les rentabilités, avec tous les portefeuilles de marché considérés. Les coefficients de détermination ajustés sont compris entre 86.1% (avec SBF80 comme portefeuille de marché) et 95.3% (avec la moyenne pondérée par la capitalisation de tous les titres comme portefeuille de marché). Tous les  $\beta$ s du marché sont significativement différents de zéro puisque leurs  $t$ -statistiques sont supérieurs à 25. Les  $t$ -statistiques des coefficients de HML et de SMB sont supérieurs à 11 et 4 respectivement (sauf avec le SBF80 où le  $t$ -statistique du coefficient de SMB est inférieur à deux). La valeur la plus élevée du  $R^2$  ajusté est donnée par le portefeuille de marché défini comme étant la moyenne pondérée par la capitalisation. La deuxième valeur la plus élevée est celle de l'indice SBF250 (93.1%). Les coefficients de détermination et les coefficients des variables autorisent à dire que tous les portefeuilles de marché, sauf un (SBF80), avec les deux portefeuilles SMB et HML, expliquent les variations des rentabilités. Toutefois, seul le portefeuille de marché défini comme étant la moyenne pondérée par la capitalisation de tous les titres permet d'obtenir une ordonnée à l'origine proche de zéro. Ce portefeuille, avec SMB et HML, expliquent mieux les rentabilités.

*Portefeuille à ratio valeur comptable sur valeur de marché faible* : de même, sur une période de dix ans (juillet 1991 à juin 2001), les rentabilités mensuelles en excès de ce portefeuille sont régressées sur trois facteurs ; le marché, HML et SMB. Dans le tableau C.2, les coefficients de détermination sont compris entre 89.1% (avec l'indice SBF80) et 96.3% (avec la moyenne pondérée par la capitalisation de tous les titres). Quelque soit le portefeuille de marché, les trois facteurs expliquent

une grande partie des variations des rentabilités.

Les  $\beta$ s du marché sont significativement différents de zéro ( $t$ -statistiques supérieures à 25). Les  $t$ -statistiques des coefficients de HML et SMB sont supérieures à huit et deux (sauf pour SBF80), respectivement. Comme dans le cas du portefeuille à ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé, la valeur la plus élevée du  $R^2$  ajusté est obtenue avec le portefeuille de marché défini comme étant la moyenne pondérée par la capitalisation de tous les titres (la deuxième valeur est celle du SBF250 ; 94.6%). En plus, ce portefeuille de marché permet d'obtenir l'ordonnée à l'origine la plus proche de zéro. Seul ce portefeuille de marché, avec les deux portefeuilles SMB et HML, expliquent mieux les rentabilités.

TAB. C.2 – Régressions des rentabilités mensuelles en excès des deux portefeuilles à ratio valeur comptable sur valeur de marché, faible et élevé : juillet 1991/juin 2001

L'échantillon regroupe 142 titres du Premier Marché français. Les rentabilités mensuelles de chaque portefeuille correspondent aux moyennes pondérées par les capitalisations des titres qui le composent. Les variables explicatives sont : marché, *HML* et *SMB*. Six portefeuilles de marché sont considérés : la moyenne arithmétique des rentabilités de tous les titres (*Mkt*) ; la moyenne pondérée par la capitalisation des rentabilités de tous les titres (*Mktpond.*) ; les indices CAC40, SBF80, SBF120 et SBF250. Le portefeuille à ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé (faible) est la moyenne des deux portefeuilles à ratio élevé (faible). Le tableau suivant présente les coefficients et leurs *t*-statistiques (entre parenthèses), et les  $R^2$  ajustés des régressions. Les rentabilités mensuelles en excès sont régressées selon l'équation du modèle à trois facteurs :  $R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_f) + s_iSMB + h_iHML + \epsilon_i$ .

Ptf. de marché	Portefeuille à ratio valeur comptable sur valeur de marché élevé				$R^2$ ajusté
	$a(t)$	$\beta(t)$	$s(t)$	$h(t)$	
Mkt	0.005 (3.588)	1.043 (35.216)	-0.183 (-4.923)	0.365 (11.080)	0.921
Mktpond.	-0.000 (-0.282)	1.104 (46.448)	0.489 (14.788)	0.672 (24.851)	0.953
CAC40	0.005 (3.774)	1.027 (31.473)	0.556 (11.375)	0.662 (17.067)	0.903
SBF80	0.005 (3.134)	1.006 (25.623)	0.008 (0.178)	0.620 (13.486)	0.861
SBF120	0.005 (4.059)	1.066 (36.233)	0.472 (11.327)	0.662 (19.422)	0.925
SBF250	0.005 (4.460)	1.088 (37.952)	0.409 (10.457)	0.656 (20.133)	0.931

Ptf. de marché	Portefeuille à ratio valeur comptable sur valeur de marché faible				$R^2$ ajusté
	$a(t)$	$\beta(t)$	$s(t)$	$h(t)$	
Mkt	0.005 (3.588)	1.043 (35.216)	-0.183 (-4.923)	-0.635 (-19.269)	0.938
Mktpond.	-0.000 (-0.282)	1.104 (46.448)	0.489 (14.788)	-0.328 (-12.139)	0.963
CAC40	0.005 (3.774)	1.027 (31.473)	0.556 (11.375)	-0.338 (-8.717)	0.924
SBF80	0.005 (3.134)	1.006 (25.623)	0.008 (0.178)	-0.380 (-8.250)	0.891
SBF120	0.005 (4.059)	1.066 (36.233)	0.472 (11.327)	-0.338 (-9.927)	0.941
SBF250	0.005 (4.460)	1.088 (37.952)	0.409 (10.457)	-0.344 (-10.563)	0.946

# Bibliographie

- [1] F. Abid, Y. Boujelbene, and Th. Derbel, *Typologie des effets boursiers sur le marché de Paris*, Annales d'Economie et de Gestion de la FSEG Tunis **5** (1998), no. 10, 147–76.
- [2] B. Allaz and B. Dumas, *Les titres financiers : Equilibre du marché et méthodes d'évaluation*, 1ère ed., ch. Critique et évaluation du MEDAF, p. 143, PUF, Octobre 1995.
- [3] Y. Amihud and H. Mendelson, *Asset pricing and the bid-ask spread*, Journal of Financial Economics **17** (1986), 223–49.
- [4] R.A. Ariel, *A monthly effect in stock returns*, Journal of Financial Economics **18** (1987), 161–74.
- [5] ———, *High stock returns before holidays : Existence and evidence on possible causes*, Journal of Finance **XLV** (1990), no. 5, 1611–26.
- [6] B. Arshanapalii, T.D. Coggin, and J. Doukas, *Multifactor asset pricing analysis of international value investment strategies*, The Journal of Portfolio Management (1998), 10–23.
- [7] J.F. Bacmann and M. Dubois, *Contrarian strategies and cross-autocorrelations in stock returns : Evidence from France*, Working paper (1998), 1–38.
- [8] R. Ball, *Anomalies in relationships between securities' yields and yield-surrogates*, Journal of Financial Economics (1978), no. 6, 103–26.
- [9] R.W. Banz, *The relationship between return and market value of common stocks*, Journal of Financial Economics (1981), no. 9, 3–18.

- 
- [10] W.C. Barbee, S. Mukherji, and G.A. Rines, *Do sales-price and debt-equity explain stock returns better than book-market and firm size ?*, Financial Analysts Journal **52** (1996), no. 2, 56–60.
- [11] B.M. Barber and J.D. Lyon, *Firm size, book-to-market ratio, and security returns : a holdout sample of financial firms*, The Journal of Finance **LII** (1997), no. 2, 875–83.
- [12] N. Barberis, A. Shleifer, and R. Vishny, *A model of investor sentiment*, Journal of Financial Economics **49** (1998), 307–43.
- [13] G. Barone-Adesi, P. Gagliardini, and G. Urga, *Homogeneity hypothesis in the context of asset pricing models : The quadratic market model*, Working Papers (2000), 1–14.
- [14] P. Barone-Adesi, G. and Gagliardini and G. Urga, *Coskewness and its implications for testing asset pricing models*, Multi-moment capital asset pricing models and related topics, Association Finance-sur-Seine, April 2002, pp. 1–42.
- [15] S. Basu, *Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios : A test of the efficient market hypothesis*, Journal of Finance **XXXII** (1977), no. 3, 663–82.
- [16] ———, *The relationship between earnings' yield, market value and return for nyse common stocks*, Journal of Financial Economics (1983), no. 12, 129–56.
- [17] W.S. Bauman, G.R. Jensen, and R.R. Johnson, *Federal reserve monetary policy and industry stock returns*, Journal of Business Finance & Accounting **24** (1997), no. 5, 629–44.
- [18] J.B. Berk, *A critique of size-related anomalies*, The Review of Financial Studies **8** (1995), no. 2, 275–86.
- [19] ———, *Does size really matter ?*, Financial Analysts Journal (1997), 12–18.
- [20] J.B. Berk, R.C. Green, and V. Naik, *Optimal investment, growth options, and security returns*, Journal of Finance **LIV** (1999), no. 5, 1553–607.
- [21] L.C. Bhandari, *Debt/equity ratio and expected common stock returns : Empirical evidence*, Journal of Finance **XLIII** (1988), no. 2, 507–28.

- 
- [22] F. Black, *Beta and return*, Journal of Portfolio Management, no. 1.
- [23] ———, *Capital market equilibrium with restricted borrowing*, Journal of Business (1972), no. 45, 444–55.
- [24] ———, *Estimating expected return*, Financial Analysts Journal **49** (1993), 36–38.
- [25] M.E. Blume and I. Friend, *Measurement of portfolio performance under uncertainty*, The American Economic Review (1970), 561–75.
- [26] ———, *A new look at the Capital Asset Pricing Model*, Journal of Finance (1973), 19–33.
- [27] D.T. Breeden, *An Intertemporal Asset Pricing Model with stochastic consumption and investment opportunities*, Journal of Financial Economics (1979), no. 7, 265–96.
- [28] M.J. Brennan, T. Chordia, and A. Subrahmanyam, *A re-examination of some popular security return anomalies*, Working Papers (1997), 1–39.
- [29] M.J. Brennan, A.W. Wang, and Y. Xia, *Estimation and test of a simple Model of Intertemporal Capital Asset Pricing*, Working Papers (2002), 1–60.
- [30] M.J. Brennan and Y. Xia, *Assessing asset pricing anomalies*, Working Paper (2000), 1–64.
- [31] J.Y. Campbell, *Stock returns and the term structure*, Journal of Financial Economics (1987), no. 18, 373–99.
- [32] ———, *Asset prices, consumption, and the business cycle*, NBER working paper (1998), no. 6485.
- [33] ———, *Asset pricing at the millennium*, The Journal of Finance **LV** (2000), no. 4, 1515–1567.
- [34] ———, *Asset pricing at the millennium*, NBER Working Paper (2000), no. 7589, 1–73.
- [35] J.Y. Campbell and J.H. Cochrane, *Explaining the poor performance of consumption-based asset pricing models*, Journal of Finance **LV** (2000), no. 6, 2863–78.

- 
- [36] J.Y. Campbell and M. Lettau, *Dispersion and volatility in stock returns : An empirical investigation*, Working Papers (1999), 1–42.
- [37] J.Y. Campbell, M. Lettau, B.G. Malkiel, and Y. Xu, *Have individual stocks become more volatile? an empirical explanation of idiosyncratic risk*, The Journal of Finance **LVI** (2001), no. 1, 1–43.
- [38] J.Y. Campbell and R.J. Shiller, *Stock prices, earnings, and expected dividends*, Journal of Finance **XLIII** (1988), no. 3, 661–76.
- [39] K.C. Chan and N.F. Chen, *Structural and return characteristics of small and large firms*, The Journal of Finance **XLVI** (1991), no. 4, 1467–84.
- [40] L.K.C. Chan, Y. Hamao, and J. Lakonishok, *Fundamentals and stock returns in Japan*, The Journal of Finance **XLVI** (1991), no. 5, 1739–64.
- [41] N.F. Chen, *Financial investment opportunities and the macroeconomy*, The Journal of Finance **XLVI** (1991), no. 2, 529–54.
- [42] N.F. Chen, R. Roll, and S.A. Ross, *Economic forces and the stock market*, Journal of Business **59** (1986), no. 3, 383–403.
- [43] D.W.W. Cheung, *Pacific rim stock market integration under different federal funds rate regimes*, Journal of Business Finance & Accounting **24** (1997), no. 9& 10, 1343–51.
- [44] Y.H. Cheung, *Skewness is the name of the game*, School of Finance and Business Economics Working Paper Series (2001), no. 01.05, 1–12.
- [45] J.H. Cochrane, *Asset pricing*, Princeton University Press, 2001.
- [46] K. Cole, J. Helwege, and D. Laster, *Stock market valuation indicators : is this time different?*, Financial Analysts Journal (1996), 56–64.
- [47] R.D. Coleman, *A typology of asset pricing models*, Working Papers (1997), 1–16.
- [48] C.M. Conover, G.R. Jensen, and R.R. Johnson, *Monetary conditions and international investing*, Financial Analysts Journal (1999), 38–48.
- [49] ———, *Monetary environments and international stock returns*, Journal of Banking & Finance (1999), no. 23, 1357–81.

- 
- [50] J. Conrad and G. Kaul, *Long-term market overreaction or biases in computed returns ?*, Journal of Finance **XLVIII** (1993), no. 1, 39–63.
- [51] T.J. Cook and M.S. Rozeff, *Size and earnings/price ratio anomalies : one effect or two ?*, Journal of Financial and Quantitative Analysis **19** (1984), no. 4, 449–66.
- [52] A. Corhay, G. Hawawini, and P. Michel, *Seasonality in the risk-return relationship : Some international evidence*, Journal of Finance **XLII** (1987), no. 1, 49–68.
- [53] F. Cross, *The behavior of stock prices on fridays and mondays*, Financial Analysts Journal (1973), 67–9.
- [54] K. Daniel, D. Hirshleifer, and Subrahmanyam A., *Investor psychology and security market under- and overreactions*, Journal of Finance **LIII** (1998), no. 6, 1839–85.
- [55] K. Daniel and S. Titman, *Evidence on the characteristic of cross sectional variation in stock return*, The Journal of Finance **LII** (1997), no. 1, 1–33.
- [56] ———, *Characteristics or covariances ?*, The Journal of Portfolio Management (1998), 24–33.
- [57] K. Daniel, S. Titman, and K.C.J. Wei, *Explaining the cross-section of stock returns in Japan : Factors or characteristics ?*, Working Papers (2000), 1–30.
- [58] ———, *Explaining the cross-section of stock returns in Japan : Factors or characteristics ?*, Journal of Finance **LVI** (2001), no. 2, 743–66.
- [59] J.L. Davis, *The coss-section of realized stock returns : the pre-compustat evidence*, Journal of Finance **XLIX** (1994), no. 5, 1579–93.
- [60] J.L. Davis, E.F. Fama, and K.R. French, *Characteristics, covariances, and average returns : 1929 to 1997*, The Journal of Finance **LV** (2000), no. 1, 389–406.
- [61] W.F.M. De Bondt and R. Thaler, *Does the stock market overreact ?*, Journal of Finance **XL** (1985), no. 3, 793–805.



- 
- [62] R.F. Dittmar, *Nonlinear pricing kernels, kurtosis preference, and evidence from the cross section of equity returns*, *Journal of Finance* **LVII** (2002), no. 1, 369–403.
- [63] A. Estrella and G.A. Hardouvelis, *The term structure as a predictor of real economic activity*, *Journal of Finance* **XLVI** (1991), no. 2, 555–76.
- [64] E.F. Fama, *Stock returns, real activity, inflation, and money*, *The American Economic Review* **71** (1981), no. 4, 545–65.
- [65] ———, *Stock returns, expected returns, and real activity*, *The Journal of Finance* **XLV** (1990), no. 4, 1089–108.
- [66] ———, *Efficient capital markets : II*, *The Journal of Finance* **XLVI** (1991), no. 5, 1575–617.
- [67] ———, *Multifactor portfolio efficiency and multifactor asset pricing*, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* **31** (1996), no. 4, 441–65.
- [68] ———, *Determining the number of priced state variables in the ICAPM*, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* **33** (1998), no. 2, 217–31.
- [69] ———, *Market efficiency, long term returns, and behavioral finance*, *Journal of Financial Economics* **49** (1998), 283–306.
- [70] E.F. Fama and K.R. French, *Dividend yields and expected stock returns*, *Journal of Financial Economics* **22** (1988), 3–25.
- [71] ———, *Business conditions and expected returns on stocks and bonds*, *Journal of Financial Economics* **25** (1989), 23–49.
- [72] ———, *The cross section of expected stock returns*, Unpublished manuscript, Graduate School of Business, University of Chicago (1991).
- [73] ———, *The cross section of expected stock returns*, *The Journal of Finance* **XLVII** (1992), no. 2, 427–65.
- [74] ———, *Common risk factors in the returns on stocks and bonds*, *Journal of Financial Economics* **33** (1993), 3–56.
- [75] ———, *Size and book to market factors in earnings and returns*, *The Journal of Finance* **L** (1995), no. 1, 131–55.

- [76] ———, *The CAPM is wanted, dead or alive*, The Journal of Finance **LI** (1996), no. 5, 1947–58.
- [77] E.F. Fama and K.R. French, *Multifactor explanations of asset pricing anomalies*, The Journal of Finance **LI** (1996), no. 1, 55–84.
- [78] E.F. Fama and K.R. French, *Value versus growth : the international evidence*, The Journal of Finance **LIII** (1998), no. 6, 1975–99.
- [79] E.F. Fama and J. MacBeth, *Risk, return, and equilibrium : Empirical tests*, Journal of Political Economy (1973), 607–36.
- [80] M.F. Ferguson and R.L. Shockley, *Equilibrium “anomalies”*, Journal of Finance **Forthcoming** (2003), 1–49.
- [81] W.E. Ferson and C.R. Harvey, *Conditioning variables and the cross section of stock returns*, The Journal of Finance **LIV** (1999), no. 4, 1325–1360.
- [82] J. Fletcher, *On the conditional relationship between beta and return in international stock returns*, International Review of Financial Analysis (2000), no. 9, 235–45.
- [83] R. Frankel and C.M.C. Lee, *Accounting valuation, market expectation, and cross-sectional stock returns*, Journal of Accounting & Economics **25** (1998), 283–319.
- [84] K.R. French, *Stock returns and the weekend effect*, Journal of Financial Economics **8** (1980), 55–69.
- [85] L. Fung, *The size and book-to-market effects vs bubble effect : A possible explanation*, Working Papers, Department of Management, Birkbeck College, University of London (1999), no. 99/10, 1–30.
- [86] E. Ghysels, *On stable factor structures in the pricing of risk : do time varying betas help or hurt ?*, The Journal of Finance **LIII** (1998), no. 2, 549–73.
- [87] M.R. Gibbons and P. Hess, *Day of the week effects and asset returns*, Journal of Business **54** (1981), no. 4, 579–96.
- [88] I. Girerd-Potin, *La dominance en France des portefeuilles d’actions à faible capitalisation boursière ou à bas PER*, Finance **13** (1992), 23–51.

- 
- [89] F.C. Graham, *Inflation, real stock returns, and monetary policy*, Applied Financial Economics **6** (1996), 29–35.
- [90] R.R. Grauer, *On the cross-sectional relation between expected returns, betas, and size*, The Journal of Finance **LIV** (1999), no. 2, 773–89.
- [91] J.M. Griffin, *Are the Fama and French factors global or country-specific?*, Working Papers (2000), 1–37.
- [92] J.M. Griffin and M.L. Lemmon, *Does book-to-market equity proxy for distress risk or overreaction*, Working Papers (2000), 1–38.
- [93] J.D. Hamilton and G. Lin, *Stock market volatility and the business cycle*, Journal of Applied Econometrics **11** (1996), 573–93.
- [94] J. Hamon, *Le caractère saisonnier des rentabilités mensuelles à la bourse de paris*, Finance **7** (1986), no. 1, 57–74.
- [95] ———, *Marchés d’actions : Architecture et microstructure*, 1ère ed., Gestion Poche, Economica, Février 1995.
- [96] J. Hamon and B. Jacquillat, *Effets janvier et taille à la bourse de Paris*, Cahiers de recherche CEREGET (1990), no. 9012.
- [97] ———, *Saisonnalités dans la semaine et la séance à la bourse de Paris*, Cahiers de recherche CEREGET (1990), no. 9007.
- [98] ———, *Le marché français des actions : études empiriques 1977-1991*, 1ère ed., Finance, ch. 4, 5, 6, 7, PUF, Mai 1992.
- [99] ———, *La bourse*, 1ère ed., Que sais-je?, PUF, Septembre 2002.
- [100] P. Handa, S.P. Kothari, and C. Wasley, *The relation between the return interval and the betas : Implications for the size effect*, Journal of Financial Economics **23** (1989), 79–100.
- [101] L.P. Hansen and R. Jagannathan, *Assessing specification errors in stochastic discount factor models*, The Journal of Finance **LII** (1997), no. 2, 557–590.
- [102] L. Harris, *A transaction data study of weekly and intradaily patterns in stock returns*, Journal of Financial Economics **16** (1986), 99–117.

- 
- [103] C.R. Harvey, *The real term structure and consumption growth*, Journal of Financial Economics **22** (1988), 305–33.
- [104] ———, *Forecasts of economic growth from the bond and stock markets*, Financial Analysts Journal (1989), 38–45.
- [105] C.R. Harvey and A. Siddique, *Conditional skewness in asset pricing tests*, The Journal of Finance **LV** (2000), no. 3, 1263–1296.
- [106] G. Hawawini and D.B. Keim, *Finance*, Handbooks in Operations Research and Management Science, vol. 9, ch. On the Predictability of Common Stock Returns : World-Wide Evidence, pp. 497–544, Elsevier Science, 1995.
- [107] S.L. Heston, K.G. Rouwenhorst, and R.E. Wessels, *The role of beta and size in the cross-section of european stock returns*, European Financial Management **5** (1999), no. 1, 9–27.
- [108] R.J. Hodrick and X. Zhang, *Evaluating the specification errors of asset pricing models*, NBER Working Paper Series (2000), no. 7661, 1–36.
- [109] K. Hou and T.J. Moskowitz, *Market frictions, price delay, and the cross-section of expected returns*, Working paper (2003), 1–40.
- [110] G. Huberman and S. Kandel, *Mean-variance spanning*, Journal of Finance **XLII** (1987), no. 4, 873–88.
- [111] G. Huberman, S. Kandel, and A. Karolyi, *Size and industry related covariation of stock returns*, Working Paper, University of Chicago (1987).
- [112] K. Jacobs and K.Q. Wang, *Idiosyncratic consumption risk and the cross-section of asset returns*, Working Papers (2001), 1–46.
- [113] B. Jacquillat and B. Solnik, *Marché financiers : Gestion de portefeuille et des risques*, 2ème, 1996 ed., ch. Les marchés financiers : organisation et fonctionnement, pp. 29–40, Dunod, 1990.
- [114] R. Jagannathan and Z. Wang, *The conditional CAPM and the cross-section of expected returns*, The Journal of Finance **LI** (1996), no. 1, 3–53.
- [115] N. Jegadeesh and S. Titman, *Returns to buying winners and selling losers : implications for stock market efficiency*, Journal of Finance **XLVIII** (1993), no. 1, 65–91.

- 
- [116] G.R. Jensen and R.R. Johnson, *Discount rate changes and security returns in the U.S., 1962-1991*, Journal of Banking & Finance **19** (1995), 79–95.
- [117] G.R. Jensen, R.R. Johnson, and J.M. Mercer, *Business conditions, monetary policy, and expected security returns*, Journal of Financial Economics **40** (1996), 213–37.
- [118] ———, *New evidence on size and price to book effects in stock returns*, Financial Analysts Journal (1997), 34–42.
- [119] ———, *The inconsistency of small firm and value stock premiums*, The Journal of Portfolio Management (1998), 27–36.
- [120] E. Jurczenko and B. Maillet, *The four-moment capital asset pricing model : some basic results*, Multi-moment capital asset pricing models and related topics, Association Finance-sur-Seine, April 2002, pp. 1–71.
- [121] G. Kaul, *Stock returns and inflation : the role of monetary sector*, Journal of Financial Economics **18** (1987), 253–76.
- [122] D.B. Keim, *A new look at the effects of firm size and E/P ratio on stock returns*, Financial Analysts Journal (1990), 56–67.
- [123] D.B. Keim and R.F. Stambaugh, *Predicting returns in the stock and bond markets*, Journal of Financial Economics **17** (1986), 357–90.
- [124] D. Kim, *The errors in the variables problem in the cross-section of expected stock returns*, Journal of Finance **L** (1995), no. 5, 1605–34.
- [125] ———, *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** (1997), no. 4, 463–89.
- [126] P.J. Knez and M.J. Ready, *On the robustness of size and book to market in cross sectional regressions*, The Journal of Finance **LII** (1997), no. 4, 1355–82.
- [127] S.P. Kothari, J. Shanken, and R.G. Sloan, *Another look at the cross-section of expected stock returns*, The Journal of Finance **L** (1995), no. 1, 185–224.
- [128] A. Kraus and R.H. Litzenberger, *Skewness preference and the valuation of risk assets*, Journal of Finance **XXXI** (1976), no. 4, 1085–100.

- 
- [129] T.S. Kuhn, *The structure of scientific revolutions*, third, 1996 ed., ch. Anomaly and the Emergence of Scientific Discoveries, pp. 52–65, The University of Chicago Press, 1962.
- [130] R. La Porta, J. Lakonishok, A. Shleifer, and R. Vishny, *Good news for value stocks : further evidence on market efficiency*, *The Journal of Finance* **LII** (1997), no. 2, 859–74.
- [131] S. Laajili, *The Capital Asset Pricing Model and the three factor model of Fama and French revisited in the case of France*, *Cahier de Recherche du CEREQ*, Université Paris IX Dauphine (2002), no. 2002-10, 1–26.
- [132] ———, *Explaining the cross-section returns in France : Characteristics or covariances ?*, *Cahier de Recherche du CEREQ*, Université Paris IX Dauphine (2003), no. 2003-05, 1–26.
- [133] J. Lakonishok and A.C. Shapiro, *Stock returns, beta, variance and size : An empirical analysis*, *Financial Analysts Journal* (1984), 36–41.
- [134] ———, *Systematic risk, total risk and size as determinants of stock market returns*, *Journal of Banking and Finance* (1986), no. 10, 115–32.
- [135] J. Lakonishok, A. Shleifer, and R.W. Vishny, *Contrarian investment, extrapolation, and risk*, *Journal of Finance* **XLIX** (1994), no. 5, 1541–78.
- [136] U. Lee, *The impact of financial deregulation on the relationship between stock prices and monetary policy*, *Quarterly Journal of Business and Economics* **33** (1994), no. 3, 37–50.
- [137] J. Lewellen, *the time series relations among expected return, risk, and book to market*, *Journal of Financial Economics* **54** (1999), 5–43.
- [138] J. Liew and M. Vassalou, *Can book-to-market, size and momentum be risk factors that predict economic growth ?*, *Journal of Financial Economics* **57** (2000), 221–45.
- [139] C.T. Lin, *Another look at the size and book-to-market effects on stock returns*, *School of Finance and Business Economics Working Paper Series* (2001), no. 01.06, 1–12.

- 
- [140] C.T. Lin and R.S. Sears, *Misspecification of CAPM : Implication for size and book-to-market effect*, School of Finance and Business Economics Working Paper Series (2001), no. 01.02, 1–18.
- [141] J. Lintner, *The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets*, Review of Economics and Statistics (1965), no. 47, 13–37.
- [142] R.H. Litzenberger and Ramaswamy K., *The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices : Theory and empirical evidence*, Journal of Financial Economics (1979), no. 7, 163–95.
- [143] A.W. Lo and A.C. MacKinlay, *Data-snooping biases in tests of financial asset pricing models*, Review of Financial Studies **3** (1990), no. 3, 431–67.
- [144] R.E. Lucas, *Asset prices in an exchange economy*, Econometrica **46** (1978), no. 6, 1429–45.
- [145] A.C. MacKinlay, *Multifactor models do not explain deviations from the CAPM*, Journal of Financial Economics **38** (1995), 3–28.
- [146] H. Markowitz, *Portfolio selection*, Journal of Finance (1952), no. 7, 77–91.
- [147] ———, *Portfolio selection : Efficient diversification of investments*, Second Edition, Blackwell, 1996.
- [148] R. Mehra and E.C. Prescott, *The equity premium : A puzzle*, Journal of Monetary Economics (1985), no. 15, 145–161.
- [149] R.C. Merton, *An intertemporal capital asset pricing model*, Econometrica **41** (1973), no. 5, 867–87.
- [150] E. Molay, *le modèle de rentabilité à trois facteurs de Fama et French (1993) : le cas français*, Working Papers, CEROG, Aix-Marseille (1999), 1–27.
- [151] ———, *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, Décembre 2001.

- 
- [152] J. Morsink, T. Helbling, Tokarick S., and E. Conover, *Perspectives de l'économie mondiale : Récessions et reprises*, Fonds Monétaire International, Avril 2002.
- [153] J. Mossin, *Equilibrium in a capital asset market*, *Econometrica* **34** (1966), no. 4, 768–83.
- [154] S.F. Nicholson, *Price-earnings ratios*, *Financial Analysts Journal* (1960).
- [155] ———, *Price-earnings in relation to investment results*, *Financial Analysts Journal* (1968).
- [156] A.D. Patelis, *Stock return predictability and the role of monetary policy*, *The Journal of Finance* **LII** (1997), no. 5, 1951–72.
- [157] D. Pearce and V.V. Roley, *Stock prices and economic news*, *Journal of Business* **58** (1985), no. 1, 49–67.
- [158] G. Perez-Quiros and A. Timmermann, *Firm size and cyclical variations in stock returns*, *Journal of Finance* **LV** (2000), no. 3, 1229–62.
- [159] G.N. Pettengill, S. Sundaram, and I. Mathur, *The conditional relation between beta and returns*, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* **30** (1995), no. 1, 101–16.
- [160] J. Pontiff and L.D. Schall, *Book to market ratios as predictors of market returns*, *Journal of Financial Economics* **49** (1998), 141–60.
- [161] M.R. Reinganum, *Misspecification of capital asset pricing : Empirical anomalies based on earnings' yields and market values*, *Journal of Financial Economics* (1981), no. 9, 19–46.
- [162] R.J. Rogalski and J.D. Vinso, *Stock returns, money supply and the direction of causality*, *The Journal of Finance* **XXXII** (1977), no. 4, 1017–30.
- [163] R. Roll, *A critique of the asset pricing theory's tests*, *Journal of Financial Economics* (1977), no. 4, 129–76.
- [164] S.A. Ross, *The arbitrage theory of capital asset pricing*, *Journal of Economic Theory* (1976), no. 13, 341–60.



- 
- [165] M.S. Rozeff, *Dividend yields are equity risk premiums*, Journal of Portfolio Management (1984), 68–75.
- [166] M. Rubinstein, *The strong case for the generalized logarithmic utility model as the premier model of financial markets*, Journal of Finance (1976), no. 2, 551–71.
- [167] G.W. Schwert, *Size and stock returns, and other empirical regularities*, Journal of Financial Economics **12** (1983), 3–12.
- [168] ———, *Why does stock market volatility change over time ?*, The Journal of Finance **XLIV** (1989), no. 5, 1115–53.
- [169] ———, *Stock returns and real activity : a century of evidence*, The Journal of Finance **XLV** (1990), no. 4, 1237–57.
- [170] ———, *Anomalies and market efficiency*, NBER Working Paper (2002), no. 9277, 1–54.
- [171] F. Sédillot, *La pente des taux contient-elle de l'information sur l'activité économique future ?*, Banque de France (1999), 1–26.
- [172] G.H. Sellon, *The role of the discount rate in monetary policy : A theoretical analysis*, Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City (1980), no. 65, 3–15.
- [173] W.F. Sharpe, *Capital asset prices : A theory of market equilibrium under conditions of risk*, The Journal of Finance **XIX** (1964), no. 3, 425–42.
- [174] R.J. Shiller, *The volatility of long-term interest rates and expectations models of the term structure*, Journal of Political Economy **87** (1979), no. 61, 1190–219.
- [175] ———, *Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends*, American Economic Review **71** (1981), no. 3, 421–36.
- [176] ———, *Stock prices and social dynamics*, Brookings papers on Economic Activity Review (1984), no. 2, 457–98.
- [177] B. Solnik, *The distribution of daily stock returns and settlement procedures : The Paris bourse*, Journal of Finance **XLV** (1990), no. 5, 1601–09.

- 
- [178] B. Solnik and L. Bousquet, *Day-of-the-week effect on the Paris bourse*, Journal of Banking and Finance **14** (1990), 461–68.
- [179] D. Stattman, *Book values and expected stock returns*, The Chicago MBA, A Journal of Selected Papers (1980), no. 4, 25–45.
- [180] W. Thorbecke, *On stock market returns and monetary policy*, The Journal of Finance **LII** (1997), no. 2, 635–54.
- [181] 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** (1994), no. 1, 15–29.
- [182] M. Vassalou, *News related to future GDP growth as a risk factor in equity returns*, Journal of Financial Economics **68** (2003), 47–73.
- [183] K.Q. Wang, *Asset pricing with conditioning information : A new test*, Journal of Finance **LVIII** (2003), no. 1, 161–96.
- [184] R.N. Waud, *Public interpretation of federal reserve discount rate changes : Evidence on the announcement effect*, Econometrica **38** (1970), no. 2, 231–50.
- [185] W.T. Ziemba, *World wide security market regularities*, European Journal of Operational Research **74** (1994), 198–229.