

ERIC GAUDREAU

**MODÈLE QUADRATIQUE DE TREYNOR-MAZUY ET
RÉGIMES DE MARCHÉ : UNE ÉTUDE EMPIRIQUE DU
COMPORTEMENT DES PORTEFEUILLES DANS UN
CONTEXTE CANADIEN**

Mémoire présenté
à la Faculté des études supérieures de l'Université Laval
dans le cadre du programme de maîtrise en sciences de l'administration
pour l'obtention du grade de Maître ès sciences (M.Sc.)

DÉPARTEMENT DE FINANCE ET ASSURANCE
FACULTÉ DES SCIENCES DE L'ADMINISTRATION
UNIVERSITÉ LAVAL
QUÉBEC

2008

Résumé

Le modèle quadratique de Treynor et Mazuy (1966) est utilisé depuis longtemps pour mesurer l'habileté d'un gestionnaire à anticiper le marché. Certains auteurs ont toutefois démontré que le coefficient du terme quadratique (γ) peut être positif sans pour autant que le gestionnaire n'ait eu à anticiper avec succès les fluctuations du marché. L'étude actuelle fait pour sa part ressortir le manque d'information sur la nature de la sous-performance d'un portefeuille présentant un γ négatif. En élevant la prime de rendement d'un portefeuille au carré, le modèle traite les rendements excédentaires négatifs et positifs de la même façon, ignorant ainsi l'asymétrie qui existe entre les différents régimes de marché. L'étude du rendement de 21 portefeuilles d'actions canadiennes entre décembre 1998 et janvier 2006 réaffirme que le modèle de Treynor et Mazuy (1966) ne peut être utilisé pour identifier avec certitude les gestionnaires ayant anticipé avec succès les baisses de marché.

Abstract

The Treynor and Mazuy (1966) quadratic model is often used to measure a portfolio manager's market timing ability. However, studies have shown that some manager that do not even try to time the market still obtain significant positive quadratic coefficient (γ). This paper concentrates on the lack of relevance that a negative γ signals about the nature of the underperformance in market timing. The square of the market returns treats upside and downside movements symmetrically, ignoring the asymmetry that does exist in different market regimes. This cross-sectional study of the returns of 21 portfolios of Canadian stocks from December 1998 to January 2006 reaffirms that the Treynor and Mazuy (1966) model should not be used alone to identify with certainty managers that successfully anticipated market contractions.

*Je dédie ce mémoire à Francine,
mon équilibre*

Remerciements

Ma pratique m'amène à constater quotidiennement que l'univers financier n'est pas symétrique. Il m'aurait été pratiquement impensable de caractériser et de formaliser ce constat sans les enseignements du professeur Denis Moffet (département de finance et assurance de l'Université Laval), mon directeur de recherche. Les leçons que l'on tire en mettant en doute certaines des hypothèses les plus fondamentales d'une des plus brillantes théories modernes du portefeuille, le MÉDAF (plus souvent désigné par l'acronyme anglais *CAPM*), sont à la fois fort simples et fascinantes.

Un remerciement spécial à M. Stéphane Chrétien pour son apport à ce mémoire et pour les échanges que nous avons eus à propos des modèles utilisés pour caractériser les talents d'anticipation de marché. Merci également à M. Issouf Soumaré, qui a accepté d'agir à titre de prélecteur, pour ses commentaires constructifs ainsi que pour le généreux partage de ses connaissances.

Table des matières

Introduction.....	1
Chapitre 1 Revue de littérature.....	2
1.1 Le modèle à un indice et ses principales faiblesses.....	3
1.1.1 Les origines du modèle à un indice et son utilité dans la performance d'un portefeuille.....	3
1.1.2 Les limites du modèle à un indice.....	6
1.2 Le modèle quadratique et ses différentes variantes.....	12
1.2.1 La mesure de Treynor-Mazuy (modèle quadratique) et son utilité dans la mesure de la performance d'un portefeuille.....	13
1.2.2 Les limites du modèle quadratique.....	17
1.2.3 L'approche conditionnelle.....	18
1.3 Autres mesures de l'anticipation de marché.....	21
1.3.1 Le modèle de Henriksson et Merton (1981).....	21
1.3.2 Coasymétrie et risque baissier : l'étude de Ang, Chen et Xing (2006).....	22
1.3.3 Autres mesures des talents d'anticipation de marché.....	24
1.4 Les variations que le rendement du marché n'explique pas.....	26
1.5 Autres considérations pour la décomposition de la performance.....	29
1.6 Les auteurs qui amalgament différentes mesures : les résultats obtenus.....	32
Chapitre 2 Problématique.....	35
Chapitre 3 But et méthodologie.....	37
Chapitre 4 Données.....	40
Chapitre 5 Résultats.....	44
5.1 Relation entre γ et $(\beta^+ - \beta^-)$	45
5.2 Relation entre γ et β^-	48
5.3 Relation entre γ et β^+	49
Chapitre 6 Discussion.....	51
6.1 Comparaison de gamma (γ) et de $(\beta^+ - \beta^-)$ pour mesurer l'habileté à anticiper le marché dans un contexte canadien.....	54
6.2 Bêta baissier (β^-) et bêta haussier (β^+).....	56
Conclusion.....	59
Annexe I - Fonds purs d'actions canadiennes.....	62
Bibliographie.....	63

Liste des tableaux

Tableau 5.1 Résultats en matière d'anticipation de marché	44
Tableau 5.2 Résultats de 7 groupes de 3 fonds en matière d'anticipation de marché	46
Tableau 5.3 Résultats des portefeuilles regroupés selon leur (β^+ - β^-) en matière d'anticipation de marché.....	47
Tableau 5.4 Variabilité de β^- à l'intérieur de groupes présentant différents niveaux de coasymétrie	49
Tableau 5.5 Variabilité de β^+ à l'intérieur de groupes présentant différents niveaux de coasymétrie	50
Tableau 6.1 Gamma (γ) et (β^+ - β^-) observés pour les cinq fonds de l'échantillon dont le gamma est statistiquement significatif (positif ou négatif).....	55

Liste des figures

Fig. 1.1 – Droites de régression de deux portefeuilles (actif vs indiciel).....	5
Fig. 1.2 – Droites de marché couramment utilisées.	11
Fig. 1.3 – Opposition de deux modèles de régression pour représenter la droite de marché d'une stratégie d'anticipation de marché.	14
Fig. 6.1 – Relation entre la prime de rendement d'un des fonds de l'échantillon présentant un gamma positif et la prime de rendement du marché selon le modèle à un indice et selon le modèle de Treynor-Mazuy (de juillet 2002 à janvier 2006).	51
Fig. 6.2 – Degré de surestimation de l'ordonnée à l'origine (modèle linéaire par rapport au modèle quadratique) en fonction de gamma.	52
Fig. 6.3 - Degré de surestimation de l'ordonnée à l'origine (modèle linéaire par rapport au modèle $(\beta^+ - \beta)$) en fonction de $(\beta^+ - \beta)$	53
Fig. 6.4 – Relation entre β et gamma pour les 21 portefeuilles à l'étude.	57
Fig. 6.5 - Relation entre β^+ et gamma pour les 21 portefeuilles à l'étude.	58

Introduction

L'augmentation considérable de la capacité de traitement de l'information des dernières années amène de plus en plus d'investisseurs à exiger des gestionnaires de portefeuille qu'ils dégagent un rendement excédentaire intéressant. Le rendement excédentaire, mesuré par alpha, correspond à la différence entre le rendement obtenu par un portefeuille et celui qui était attendu compte tenu du niveau de risque. Alpha est sur toutes les lèvres. Mais le manque d'uniformité dans l'utilisation de ce terme à l'intérieur du secteur des services financiers est à l'origine d'une certaine confusion dans l'interprétation des mesures du talent des gestionnaires qui s'étend bien au-delà de cette variable.

Traditionnellement, alpha était utilisé pour caractériser l'habileté à sélectionner des titres. L'hypothèse de linéarité de la relation entre les rendements d'un portefeuille et ceux du marché étant empiriquement non-acceptable, certains intervenants du secteur ont reconnu qu'alpha ne provenait pas que de la sélection de titre, mais entre autres également de l'anticipation du marché. Plusieurs mesures furent donc développées pour isoler cette dernière. Ainsi, la coasymétrie entre les rendements d'un portefeuille et ceux du marché (modèle de Treynor et Mazuy (1966)) est dorénavant souvent interprétée comme étant une mesure du talent d'anticipation de marché.

La présente étude s'intéresse d'abord aux principaux écrits à ce sujet pour ensuite expérimenter différentes mesures du talent d'anticipation de marché de 21 gestionnaires de fonds d'actions canadiennes pour la période du 1^{er} décembre 1998 au 31 janvier 2006. L'étude fait ressortir les forces et les faiblesses de ces mesures. La statistique de coasymétrie calculée à l'aide du modèle quadratique de Treynor et Mazuy (1966) ne met pas explicitement l'emphase sur l'asymétrie entre les marchés haussiers et les marchés baissiers. En effet, en calculant le coefficient du terme quadratique, le modèle traite les périodes fortement haussières de la même façon que les périodes fortement baissières. Alternativement, un modèle traditionnel calculant un bêta propre aux périodes baissières et un bêta pour les périodes haussières fournit plus de renseignements à propos du comportement du portefeuille à l'étude selon les régimes de marché.

Chapitre 1 Revue de littérature

Le alpha de Jensen mesure le rendement excédentaire obtenu par une stratégie de gestion active. Alors que de nombreuses recherches établissent une distinction entre divers types ou diverses sources de alpha, le terme alpha est couramment utilisé de façon non-raffinée pour désigner tout simplement l'habileté du gestionnaire à obtenir un rendement supérieur à ce qu'il aurait obtenu en utilisant une approche indicielle (passive). Bref, le alpha calcule de combien de points de base le gestionnaire arrive à surpasser le rendement du marché. S'il est négatif, on conclue que la stratégie active du gestionnaire n'a pas réussi à lui faire battre le rendement du marché. Comme le souligne Wright (2005), des désaccords demeurent quant aux sources possibles du alpha. Il peut provenir de la sélection des titres (*security selection*), de l'anticipation du marché (*market timing*), de la rotation sectorielle, des ventes à découvert, de la chance, des déviations par rapport aux pondérations de l'indice, de la concentration du portefeuille dans certaines positions, bref, de tout procédé de gestion active.

Wright (2005) souligne que plusieurs études tendent à démontrer que les fonds communs les plus performants d'une période donnée ont rarement tendance à reproduire leurs bonnes performances dans les périodes suivantes. En d'autres mots, rares sont les gestionnaires qui arrivent à dégager année après année un alpha intéressant. Est-il alors intéressant de choisir un gestionnaire sur la base du alpha passé? Barton Waring disait à ce sujet : « Alpha fera toujours partie de l'équation servant à expliquer les rendements et il y aura toujours un effort de fait pour essayer de battre les marchés et les indices »¹. Selon ses calculs, en sélectionnant un gestionnaire de façon aléatoire parmi l'univers des gestionnaires actifs, un investisseur a plus de 40% de chances d'engager un gestionnaire qui pourra générer un alpha positif après déduction des frais sur une période d'un an. Ce pourcentage diminue à 15% lorsque la période d'investissement passe à 25 ans. Ainsi, le recours à la gestion active est loin de garantir l'obtention d'un alpha intéressant.

¹ Ces propos de Barton Waring de *Barclays Global Investors* sont une traduction libre d'une citation retenue par Christopher Wright (2005) dans l'article « Fresh and Juicy, alpha is sweet, but there may not be enough to go around », *CFA Magazine*, septembre/octobre, p. 27-34.

Pour mieux motiver ou comprendre pourquoi la gestion active est souvent utilisée plutôt que la gestion passive indicielle, il faut aller au-delà de l'alpha traditionnel. Ainsi, plusieurs théoriciens et praticiens décomposent la performance en deux composantes : i) la sélection de titres (*security selection*) et ii) l'anticipation du marché (*market timing*). Une telle décomposition réserve couramment au alpha du modèle à un indice (section 1.1) la tâche de mesurer l'habileté dans la sélection de titres (i). Ce modèle peut cependant présenter régulièrement d'importants problèmes dans l'estimation des paramètres. La capacité d'anticiper les mouvements de marché (ii) est pour sa part couramment quantifiée par d'autres unités de mesures tel que le gamma du modèle quadratique de Treynor et Mazuy (1966) dont il sera question à la section 1.2. Celui-ci peut cependant parfois signaler la présence de talent au niveau de l'anticipation de marché alors qu'il n'y en a pas. D'autres mesures fournissent plus de détails à propos des réactions d'un portefeuille aux différents régimes de marché ce qui permet de tirer des conclusions plus détaillées à propos de l'habileté à anticiper le marché. Les sections qui suivent présentent ces modèles, certaines variantes de ces modèles ainsi que des approches alternatives pour mesurer l'habileté à anticiper le marché.

1.1 Le modèle à un indice et ses principales faiblesses

1.1.1 Les origines du modèle à un indice et son utilité dans la mesure de la performance d'un portefeuille

Le calcul de la frontière efficiente de Markowitz, le père de la théorie moderne de gestion du portefeuille, nécessite un certain nombre d'estimations. Markowitz (1959) reconnaissait lui-même dans ses travaux l'existence d'un certain nombre de problèmes liés à l'utilisation de son modèle. Parmi ceux-ci, soulignons celui de l'élaboration de la matrice des covariances qui nécessite généralement un très grand nombre de calculs, ce qui pouvait à l'époque, en l'absence de moyens informatiques comparables à ceux d'aujourd'hui, devenir problématique pour certaines applications.

En 1963, William Sharpe contribue à alléger significativement la procédure. Il fait l'hypothèse que « les [rendements] des diverses valeurs sont exclusivement liés entre [eux]

par leur commune relation à un facteur de base sous-jacent » (Cobbaut, 1997). La formulation de cette hypothèse donne naissance au modèle à un indice (*single index model*).

Certains travaux, notamment ceux de Smith (1969), ont mené au modèle de marché. Dans cette version du modèle à un indice explique Cobbaut (1997), le « facteur de base sous-jacent » dont il était question dans l'hypothèse de Sharpe est en fait le rendement du portefeuille de marché. Chaque titre varie donc, dans différentes proportions, en réponse aux fluctuations du rendement du portefeuille de marché. Les calculs nécessaires pour l'élaboration de la matrice de covariance sont donc simplifiés par le fait que tous les titres ne répondent plus qu'à ce seul et unique facteur. Notons qu'il est cependant courant en pratique d'utiliser le rendement d'un indice boursier plutôt que le rendement du portefeuille de marché², qui demeure un concept principalement théorique et qui est difficile à mesurer.

La figure 1.1 illustre la relation entre les rendements de différents portefeuilles et ceux du marché. La droite AB, qui croise l'ordonnée à l'origine à 45 degrés, représente les rendements obtenus par un portefeuille recopiant parfaitement les rendements de l'indice de marché auquel il est comparé (stratégie passive, mandat indiciel). Stevens et Finn (1990) rappellent que même en maintenant un risque (pente) identique à celui d'un fonds indiciel, un gestionnaire ayant un mandat actif faisant preuve d'habileté dans la sélection de titres (*stock picking*) devrait dégager une performance supérieure (ordonnée à l'origine positive) à celle obtenue en gestion passive. La ligne CD représente une stratégie gagnante de sélection de titres en l'absence d'anticipation de marché (*market timing*). La droite de régression retenue est celle qui minimise la somme du carré des erreurs, c'est-à-dire la somme des déviations verticales entre chaque observation (point noir) et la droite CD élevées au carré.

² Topsacalian (1996) dresse une liste des conditions nécessaires pour qu'une telle substitution soit cohérente avec la théorie.

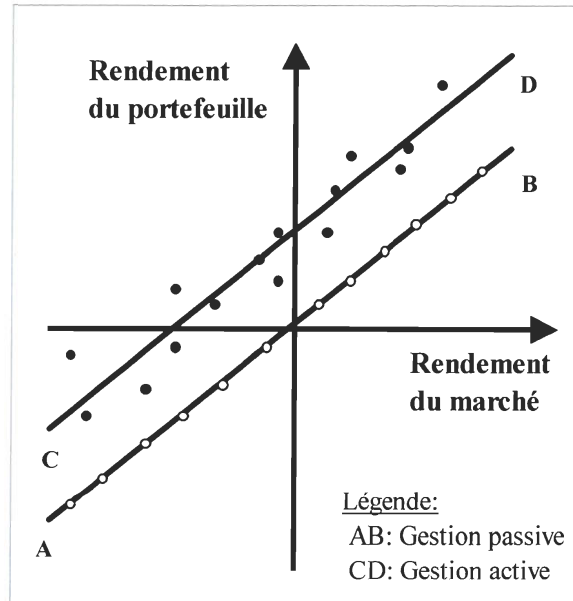


Fig. 1.1 – Droites de régression de deux portefeuilles (actif vs indiciel).

La droite de régression CD illustrée à la figure 1.1 constitue une estimation de ce que l'on nomme une droite de marché (*characteristic line*). Il est à noter qu'une droite de marché est utilisée aussi bien pour caractériser le rendement d'un titre individuel que celui d'un portefeuille. Le modèle de régression suivant, appelé modèle de marché, permet d'estimer les paramètres de la droite de marché :

$$\tilde{R}_p = \alpha_p + \beta_p \tilde{R}_M + \tilde{\varepsilon}_p, \quad (1)$$

où \tilde{R}_p = rendement excédentaire du portefeuille p par rapport au taux sans risque;

α_p = mesure de performance ajustée pour le risque (alpha de Jensen);

β_p = estimé du risque systématique du portefeuille;

\tilde{R}_M = rendement excédentaire du portefeuille de marché par rapport au taux sans risque;

$\tilde{\varepsilon}_p$ = rendement excédentaire résiduel du portefeuille p.

Dans le langage financier, il est courant de présenter β_p (bêta) comme étant une mesure de la covariance d'un actif avec le portefeuille de marché (on parle en pratique de la volatilité relative d'un titre par rapport à sa classe d'actif) alors que le α_p (alpha) symbolise le rendement excédentaire inexpliqué par les mouvements de l'indice de marché (rendement excédentaire attribuable à la gestion active). L'équation utilisée pour déterminer ex-post cette dernière mesure de performance ajustée pour le risque, souvent appelée alpha de Jensen, découle de l'équation 1 et s'obtient tout simplement en isolant cette variable qui nous intéresse :

$$\alpha_p = \tilde{R}_p - \beta_p \tilde{R}_M . \quad (2)$$

Ce modèle nous renseigne non seulement sur la performance d'un portefeuille mais également sur le risque qu'il comporte. Un investisseur rationnel qui s'attend à ce que deux portefeuilles génèrent le même rendement au cours de la prochaine période choisira celui qui devrait être le moins risqué. Le alpha de Jensen est un moyen souvent utilisé pour déterminer si un portefeuille rémunère suffisamment l'investisseur pour le risque encouru par ce dernier. S'il est positif, les rendements ont surpassé ceux du marché.

Il est courant de retenir les services d'un gestionnaire ou de payer un employé en fonction du alpha qu'il est en mesure de générer. Il est donc légitime de se demander si cet alpha mesure bien l'habileté du gestionnaire à sélectionner des titres. Certains facteurs peuvent retrancher une certaine précision à cette mesure. Il faut d'abord s'assurer que la relation qui unit le rendement d'un titre à celui du marché est relativement stable dans le temps. Le modèle repose également sur l'hypothèse que cette relation est linéaire, ce qui n'est évidemment pas toujours le cas en pratique. La section 1.1.2 traite des faiblesses les plus reconnues du modèle de marché.

1.1.2 Les limites du modèle à un indice

Pour être bien spécifié, Robinson (1993) rappelle que le modèle de marché doit satisfaire un certain nombre de propriétés. Pour la période allant de janvier 1953 à décembre 1987, il vérifie si les conditions suivantes sont rencontrées sur le marché des actions canadiennes :

- α et β doivent être constants;
- le R^2 moyen des régressions effectuées pour différents titres devrait être significativement supérieur à zéro;
- la relation entre le rendement du marché et le rendement du titre doit être linéaire (voir section 1.1.2.3);
- les résidus du modèle de marché doivent être distribués normalement;
- la variance des résidus de la régression doit être constante (l'hétéroscédasticité est problématique lorsque la méthode des moindres carrés ordinaires est utilisée puisque la régression donne un plus grand poids aux erreurs éloignées de la droite de régression qu'aux erreurs s'y rapprochant, ce qui peut biaiser la variance de α et β et rendre les tests d'hypothèses conventionnels inutilisables);
- les résidus ne doivent pas présenter d'autocorrélation;
- il doit y avoir absence de corrélation entre les termes d'erreurs des différents titres³.

Robinson (1993) soutient que la plupart des hypothèses du modèle de marché ne sont pas violées au Canada et que ce modèle est bien spécifié et très utile. Il reconnaît toutefois que les données ne peuvent supporter l'hypothèse que les résidus soient distribués normalement. La section 1.1.2.2 traite en détail des problèmes que posent une distribution non-normale.

Robinson (1993) reconnaît également que le bêta varie au fil du temps. Ebner et Neumann (2005) abondent dans le même sens. Ils rappellent qu'en pratique, il est courant de faire appel aux séries chronologiques pour l'implantation du modèle de marché. Le bêta peut ainsi varier d'une période à l'autre. Il est cependant essentiel avec une telle approche que les rendements soient stationnaires, distribués normalement et ne présentent aucune corrélation sérielle. Ebner et Neumann (2005) rappellent que ces conditions ne sont typiquement pas rencontrées en pratique et que le modèle de marché présente régulièrement une forte évidence d'hétéroscédasticité et de non-normalité. D'autres méthodes

³ Le modèle de marché fait l'hypothèse que les rendements des différents titres sont exclusivement liés entre eux par leur commune relation à un indice de marché. Si cette hypothèse est vraie, la covariance entre les résidus des moindres carrés de deux titres doit être zéro puisque l'effet commun du marché a été retranché. Ainsi, les titres à l'intérieur d'une même industrie ne devraient pas varier de concert.

d'estimation des paramètres ont donc vu le jour. Les modèles de type GARCH sont utilisés en présence d'hétéroscédasticité et la non-normalité a mené à l'utilisation des méthodes d'estimation robustes. Les sections 1.1.2.1 à 1.1.2.3 traitent des problèmes fréquemment rencontrés avec certaines hypothèses du modèle de marché.

1.1.2.1 Hypothèse de stabilité des paramètres au fil du temps

Ebner et Neumann (2005) ont concentré leurs efforts sur l'instabilité des paramètres au fil du temps. Ils utilisent trois approches qui permettent aux coefficients bêtas de fluctuer (*time-varying betas*) : la méthode des moindres carrés flexibles, le modèle de la marche aléatoire et la fenêtre mobile des moindres carrés. Ils concluent qu'en comparaison du modèle de marché (bêta constant au fil du temps), les approches laissant fluctuer le coefficient bêta réduisent les erreurs de prévision et décrivent ainsi beaucoup mieux les données. Ils reconnaissent toutefois qu'aucune approche à ce jour ne permet de modéliser ou d'estimer à la perfection les coefficients bêtas qui changent au fil du temps.

1.1.2.2 Hypothèse de normalité de la distribution des rendements

Leland (1997) rappelle à sa façon deux hypothèses du Modèle d'Évaluation Des Actifs Financiers (MÉDAF) :

Sous le MÉDAF et les mesures de risque et de performance qui y sont associées résident de fortes hypothèses : soit que (i) le rendement de tous les actifs est normalement (et par le fait même symétriquement) distribué; ou (ii) les investisseurs n'accordent d'importance qu'à la moyenne et à la variance des rendements, ce qui implique que les risques de hausse ou de baisse sont considérés l'un et l'autre comme étant aussi indésirables.

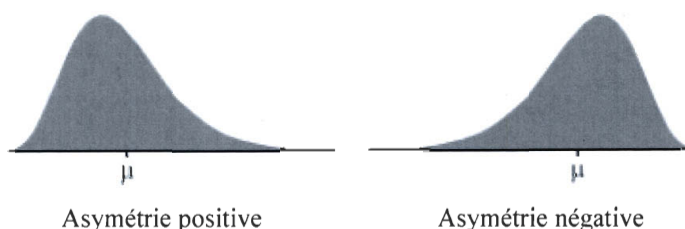
Malheureusement, aucune de ces hypothèses ne saurait justifier que l'approche du MÉDAF est satisfaisante. Les rendements d'un portefeuille ne sont pas en général distribués normalement. Même si les rendements des actifs constituant ce portefeuille étaient distribués normalement, les rendements des portefeuilles dans lesquels on utilise des options sur ces actifs ou des stratégies de gestion dynamiques ne le seraient pas [invalidant ainsi l'hypothèse (i)].

De plus, les investisseurs font généralement une distinction entre le risque de hausse et le risque de baisse. Par exemple, la plupart des investisseurs ont une préférence pour des portefeuilles présentant une asymétrie positive⁴, ce qui implique qu'il n'y a pas que la moyenne et la variance qui sont considérées dans le prix à l'équilibre.⁵

Ainsi, lorsque l'hypothèse de normalité de la distribution des rendements d'un portefeuille n'est pas rencontrée, on ne peut se contenter de calculer la moyenne et la variance du rendement pour caractériser la distribution. À eux seuls, ces deux premiers moments ne peuvent permettre de développer un modèle de prédiction valable. Il faut également se demander si la distribution est symétrique ou non. Pour caractériser l'asymétrie, on peut entre autre calculer la semi-variance ou bien le coefficient d'asymétrie.

Kahane (1979) souligne l'importance d'analyser les moments d'ordre supérieur de certaines distributions de profit. Bien avant Leland (1997), Kahane (1979) faisait valoir qu'un investisseur pourrait très bien de façon rationnelle investir par exemple dans un titre dont l'espérance de rendement est négative si le titre en question présente en contrepartie une distribution de rendements dont l'asymétrie est largement positive. Les gens démontrent clairement leur goût pour l'asymétrie en participant par exemple à des loteries. Ces dernières offrent de faibles chances de réaliser des gains élevés alors que les pertes maximales sont relativement faibles. L'assurance d'un bâtiment contre le risque d'incendie est un autre excellent exemple de prix à payer pour se prémunir d'une forte perte qui est pourtant peu probable. Dans le domaine du placement, le risque de hausse étant moins grave aux yeux des investisseurs que le risque de baisse, certaines mesures comme l'indice

⁴ L'asymétrie dont il est ici question est un paramètre utilisé pour caractériser la distribution de probabilités d'une variable aléatoire. Holton (2003) illustre sur le site Internet riskglossary.com le concept d'asymétrie. Les deux courbes suivantes représentent des fonctions de densité dont la moyenne et la variance sont identiques. Pour bien différencier ces courbes, on doit donc ajouter que la fonction de densité de gauche présente une asymétrie positive alors que celle de droite présente une asymétrie négative.



⁵ Traduction libre

de Sortino et la Valeur à Risque (VaR) ont été créées. Comme il en sera question à la section 1.5, aucune mesure du risque n'est cependant parfaite.

Conscient du phénomène de l'asymétrie, comme le rappellent Stevens et Finn (1990), Markowitz a introduit en 1959 la semi-variance à titre de mesure de performance pour un rendement cible donné. Par exemple, lorsque le rendement visé est la moyenne et que la distribution est symétrique, la semi-variance est la même des deux côtés de la distribution. Par contre, lorsque la distribution est asymétrique ou lorsque la cible n'est pas la moyenne, la semi-variance procure une mesure de la volatilité à la hausse et de la volatilité à la baisse. Le ratio de la semi-variance au-dessus de la cible sur la semi-variance sous la cible est une mesure relative du potentiel haussier par rapport au potentiel baissier. Un ratio élevé est donc souhaitable. La cible dont il est question ici est établie selon ce qui serait satisfaisant d'obtenir comme rendement. Il peut s'agir par exemple du rendement actuariel ciblé par une caisse de retraite. Pour plus de détails à propos de la semi-variance, voir Markowitz (1959) ainsi que Francis et Archer (1979).

Un titre peut présenter une distribution de rendement asymétrique pour plusieurs raisons. Brennan (1993) fait remarquer que la rémunération des dirigeants d'entreprises présente certaines ressemblances avec le profit potentiel d'une option. Harvey et Siddique (1999) rappellent également que l'impact d'une détresse financière de la firme, le choix des projets ou encore les préférences asymétriques des investisseurs pour le risque peuvent également induire de l'asymétrie dans la distribution des rendements d'un titre. Ces auteurs font remarquer que dans les marchés financiers, l'asymétrie n'a pas tendance à être constante dans le temps et semble avoir une relation systématique avec le rendement et la variance espérés. La variation de la série chronologique de l'asymétrie peut-être vue de façon analogue à de l'hétéroscédasticité. L'estimation de moments qui changent dans le temps est importante à leurs yeux lors des tests conduits sur les modèles d'évaluations d'actifs qui imposent justement des restrictions sur ces moments. La section 1.2 présente le modèle quadratique qui, contrairement au modèle à un indice, va au-delà de l'approche moyenne-variance en incorporant ce moment d'ordre supérieur qu'est l'asymétrie.

1.1.2.3 Non-linéarité de la relation entre le rendement d'un actif financier et le rendement du marché

Le modèle de marché, rappelle Robinson (1993), suppose que la relation entre le rendement du marché (R_M) et celui d'un actif financier ou d'un portefeuille (R_p) est linéaire. Cependant, en pratique, la relation est parfois non-linéaire. Les droites de marché, qui illustrent le comportement des portefeuilles, établissent l'intuition derrière les tests paramétriques d'habileté au chapitre de l'anticipation du marché selon Stevens et Finn (1990). À cet effet, ils affirment :

Un gestionnaire agressif au niveau de l'anticipation de marché n'attend pas des mouvements extrêmes de marché avant de modifier le portefeuille, il ne fait qu'anticiper si le marché sera haussier ou baissier et change la répartition d'actifs entre les actions et les liquidités sur la base de ses prédictions quant aux mouvements du marché. Un tel gestionnaire aurait une droite de marché de la forme de la courbe EG [voir figure 1.2] si ses anticipations sont parfaites.

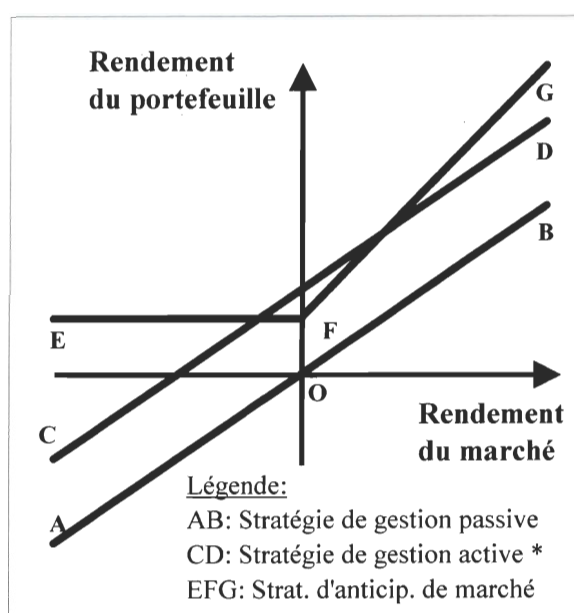


Fig. 1.2 – Droites de marché couramment utilisées.

* Comme à la fig. 1.1, la droite AB représente le rendement espéré d'une stratégie passive alors que la ligne CD représente une stratégie gagnante de sélection de titres en l'absence d'anticipation de marché.

Les modèles basés sur les variables binaires et les *switching regressions*⁶ tentent d'estimer des droites de marché comme EG. Si un gestionnaire est pour surperformer un fonds indiciel passif, la pente de FG sera plus accentuée que celle du segment OB et la pente de EF sera plus aplanie que celle de AO. Pour y parvenir, un gestionnaire agressif devra non seulement investir à 100% dans des actions, mais devra également structurer un portefeuille d'actions ayant un bêta supérieur à 1.⁷

La section 1.2 s'intéresse à une autre approche pour modéliser la non-linéarité. Il est possible que ce soit le rendement du marché élevé à une puissance plus élevée qui affecte le rendement d'un titre ou d'un portefeuille (ex : le rendement du marché élevé au carré). Robinson (1993) utilise le test RESET développé par Ramsey (1969) pour vérifier si une puissance supérieure du rendement du marché affecte le rendement des actions canadiennes de janvier 1953 à décembre 1987. Plus spécifiquement, il conduit un test à l'aide de la statistique F pour vérifier si les rendements du marché élevés à des puissances supérieures expliquent une partie de la variance des résidus de la régression linéaire classique. Il conclut que de façon générale, pour la période à l'étude, l'hypothèse de linéarité est respectée pour les actions individuelles. L'étude se limite cependant au comportement des actions individuelles. Le comportement de l'ensemble d'un portefeuille d'actions canadiennes n'est pas nécessairement linéaire pour autant et un modèle tout simple permet d'éviter à avoir à poser l'hypothèse de linéarité : le modèle quadratique.

1.2 Le modèle quadratique et ses différentes variantes

Stevens et Finn (1992) estiment qu'une évaluation de performance se doit de séparer la performance attribuable à l'habileté de sélection (alpha) de la performance due à l'anticipation du marché (alpha zéro mais un niveau changeant de bêta). Ils font valoir

⁶ Kon et Jen (1979) utilisent la technique de *switching regression* de Quandt (1972) dans le cadre du MÉDAF pour examiner s'il est possible que les fonds communs changent au fil du temps leur niveau d'exposition au risque de marché. En utilisant un test du maximum de vraisemblance, ils ont trié leurs données selon les différents régimes de risque et ont utilisé l'équation de régression standard pour chaque régime. Ils ont ainsi trouvé que plusieurs fonds communs modifient effectivement dans le temps leur exposition au risque de marché, ce qui confirme que les gestionnaires de ces fonds tentent d'incorporer le *market timing* aux stratégies d'investissement utilisées.

⁷ Traduction libre.

qu'une stratégie gagnante d'anticipation de marché est d'augmenter la volatilité quand le marché est haussier et de la diminuer pour les marchés baissiers.

Grant (1977) explique en quoi l'habileté à anticiper le marché (habiletés en macro-prévisions ou *market timing*) engendre un biais statistique dans la technique d'évaluation des talents de sélection de titres (micro-prévisions ou *stock picking*) mesurés par le alpha de Jensen. Il démontre que la capacité d'anticiper le marché peut induire un biais négatif au alpha de l'équation 1. En réponse à ce problème, Grinblatt et Titman (1989b) ont proposé une nouvelle mesure : la *Positive Period Weighting Measure*⁸. Cette mesure est présentée plus en détail à la section 1.3.3. Mais auparavant, la section 1.2.1 porte sur le modèle de régression quadratique de Treynor et Mazuy (1966), une alternative qui nous renseigne à la fois sur l'habileté de sélection de titres et sur la capacité d'anticiper correctement les mouvements de marché⁹.

1.2.1 La mesure de Treynor-Mazuy (modèle quadratique) et son utilité dans la mesure de la performance d'un portefeuille

Treynor et Mazuy (1966) ont ajouté un terme quadratique à l'équation 1 pour tester l'habileté à anticiper le marché (voir équation 3 à la page suivante). Ils argumentent que si un gestionnaire arrive à prévoir avec succès le rendement du marché, il va s'exposer dans une plus grande proportion au portefeuille de marché quand le rendement du marché est élevé et dans une moindre mesure à celui-ci lorsque le rendement du marché est faible. Les rendements d'un tel portefeuille, tel qu'on peut le voir à la figure 1.3, sont liés par une relation non-linéaire aux rendements du marché.

⁸ Cette mesure, désignée en anglais par l'expression *Positive Period Weighting Measure*, n'est pas affectée par les problèmes que cause le *timing* aux mesures traditionnelles tel le alpha de Jensen.

⁹ Voir Admati et al. (1986) concernant les conditions pour lesquelles cette affirmation est vraie.

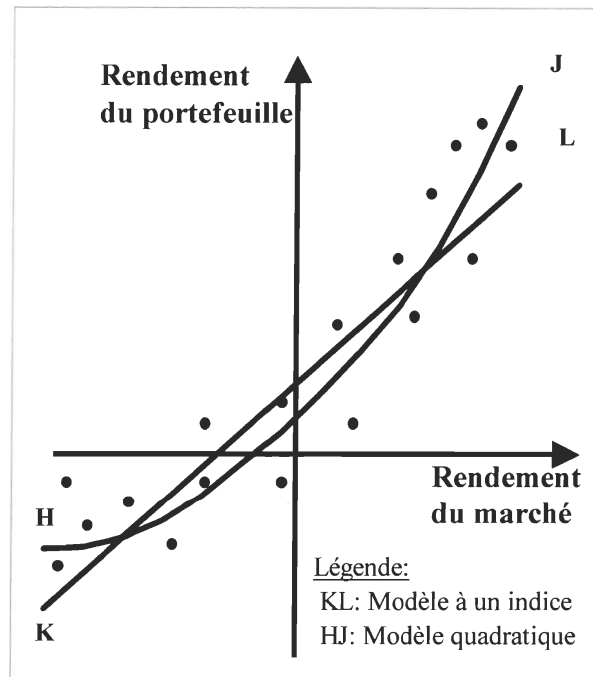


Fig. 1.3 – Opposition de deux modèles de régression pour représenter la droite de marché d'une stratégie d'anticipation de marché.

En utilisant le modèle à un indice et la méthode des moindres carrés, la droite de régression KL constitue le meilleur estimé du comportement du même portefeuille. L'hypothèse de linéarité de la relation entre les rendements d'un portefeuille et ceux du portefeuille de marché conduirait ainsi à une mauvaise représentation de la « droite » de marché (R carré inférieur à celui obtenu par l'utilisation du modèle de régression quadratique).

Ainsi, pour un gestionnaire qui obtient un certain succès en macro-prévisions, une régression non-linéaire risque d'être plus appropriée pour déterminer le comportement du portefeuille géré. Le modèle quadratique de Treynor-Mazuy fournit les paramètres caractérisant la courbe HJ et est représenté par l'équation :

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta(R_{mt} - R_{ft}) + \gamma(R_{mt} - R_{ft})^2 + \varepsilon_{pt}, \quad (3)$$

où R_{pt} = rendement du portefeuille p à la période t ;

R_{ft} = taux sans risque à la période t ;

α_p = performance estimée au chapitre de la sélection de titres ;

β = estimé du risque systématique du portefeuille;

R_{mt} = rendement du portefeuille de marché à la période t ;

γ = indicateur estimatif de la performance au chapitre de l'anticipation du marché ;

ε_{pt} = rendement résiduel du portefeuille p au cours de la période t .

Ainsi, le modèle quadratique de Treynor-Mazuy (1966) diffère¹⁰ du modèle de Jensen en ce sens qu'il introduit une deuxième variable explicative : le carré de la prime de rendement. Comme le soulignent Grinblatt et Titman (1994), la mesure d'anticipation de Treynor-Mazuy, c'est-à-dire le produit du coefficient du terme quadratique de la régression (deuxième coefficient de pente) et de la variance du rendement de l'indice ($\gamma_p \cdot \text{Var}(\tilde{r}_{mt})$), est liée aux talents d'anticipation du marché. Ainsi, sous certaines conditions¹¹, il est possible de conclure que la contribution de l'anticipation (*timing*) aux rendements excédentaires du portefeuille est proportionnelle à γ_p . L'ordonné à l'origine de l'équation de régression (α_p) procure pour sa part un estimé de l'habileté de sélection.

Parmi un échantillon de 57 fonds communs, à un niveau de confiance de 95%, Treynor et Mazuy (1966) arrivent à la conclusion qu'un seul de ces fonds a obtenu un certain succès au niveau de l'anticipation de marché. Certaines études subséquentes à propos de cette mesure de performance sont rapportées à la section 1.6.

L'avantage de cette technique paramétrique est qu'il est possible de se prononcer sur le talent d'anticipation de marché en n'ayant pour données que les rendements du portefeuille et ceux de l'indice de référence. Elle ne requière ni l'observation directe des prévisions du gestionnaire dans le temps, ni l'analyse des changements apportés à la répartition d'actif.

Reconnaissant l'importance de l'asymétrie pour les situations où la distribution des rendements ne suit pas une loi normale, Kraus et Litzenberger (1976) ont inclu ce troisième

¹⁰ La performance présentée par le modèle quadratique sera différente du alpha de Jensen pour un portefeuille dont l'approche est d'anticiper le marché ou dont les rendements présentent une coasymétrie avec les rendements de l'indice (voir Grinblatt et Titman (1994) pour plus de détails à ce sujet).

¹¹ Voir Jensen (1972) et Admati et al. (1986) concernant les détails sur la relation entre le coefficient du terme quadratique, qui mesure la coasymétrie avec le portefeuille *benchmark*, et l'habileté à anticiper le marché.

moment directement dans un modèle d'évaluation des actifs financiers¹². À l'équilibre, en supposant que le rendement du portefeuille de marché est distribué de façon asymétrique, leur modèle est donné par :

$$\bar{R}_i - R_f = b_1\beta_i + b_2\gamma_i. \quad (4)$$

La variable dépendante de cette équation est la prime de rendement espérée du *i*ème actif. β_i est le bêta du *i*ème actif avec le marché et γ_i est la coasymétrie systématique du *i*ème actif avec le marché. b_1 et b_2 représentent l'impact de chacune des variables indépendantes sur le rendement. Ainsi, un rendement additionnel est exigé par unité d'asymétrie (prime d'asymétrie du marché *ou market skewness premium*).

Vines et al. (1994) expliquent en détails le modèle de Kraus et Litzenberger (1976). Ils précisent que :

L'ajout du terme de coasymétrie systématique

$$\gamma_i = \frac{m_{iMM}}{m_M^3}, \quad (5)$$

constitue la différence entre ce modèle et le MÉDAF. Cette variable est interprétée comme une mesure de la tendance d'un actif à suivre l'asymétrie du marché. Le numérateur est la coasymétrie de l'actif avec le marché. Le dénominateur est le moment d'ordre 3 du marché.¹³

Le bêta du modèle à un indice, résume Racine (1998), mesure le risque systématique d'un actif financier, c'est-à-dire la réponse de cet actif au rendement du portefeuille de marché auquel il est comparé. L'asymétrie systématique, ou coasymétrie¹⁴, caractérise pour sa part la réaction de cet actif à la volatilité du portefeuille de marché. Harvey et Siddique (2000b) définissent la coasymétrie comme étant la composante de l'asymétrie d'un actif qui est liée

¹² Les hypothèses sous-jacentes à cette dérivation sont cependant nombreuses. On doit entre autres supposer que la tolérance au risque de tous les investisseurs est une fonction linéaire de leur richesse. Certaines hypothèses strictes au départ peuvent cependant être relâchées sous certaines conditions tel que discuté par Kozik et Larson (2001).

¹³ Traduction libre

¹⁴ Harvey et Siddique (2000b) définissent la coasymétrie comme étant la composante de l'asymétrie d'un actif qui est liée à l'asymétrie du portefeuille de marché. Pour la présente étude, le terme coasymétrie ne se limite pas qu'à la coasymétrie due à la composition du portefeuille relativement à la composition de l'indice mais s'étend également à la coasymétrie inhérente créée par l'habileté d'anticipation de marché.

à l'asymétrie du portefeuille de marché. Dans le modèle à un indice, le risque non-systématique (variance) n'est pas rémunérateur puisqu'il est diversifiable. Par analogie, l'asymétrie non-systématique peut être diversifiée en détenant un portefeuille de titres. C'est donc l'asymétrie systématique (ou coasymétrie) qui devrait entrer dans le modèle d'évaluation.

Barone-Adesi et al. (2004) rappèlent que bien que gamma ne corresponde pas à l'habituelle définition probabilistique de la coasymétrie avec le marché, ce coefficient en est un excellent approximatif tel que l'avaient souligné Kraus et Litzenberger (1976).

1.2.2 Les limites du modèle quadratique

Selon Chen et al. (2005), le gamma du modèle de Kraus et Litzenberger (1976) mesure le risque systématique de coasymétrie, ce qui n'a rien à voir avec l'anticipation de marché. L'asymétrie systématique (ou coasymétrie) d'un portefeuille n'est pas en soit une mesure d'anticipation de marché. Elle peut en réalité être attribuable à deux choses. La coasymétrie peut d'abord provenir (i) de la structure même du portefeuille en relation avec l'indice de référence. C'est le cas par exemple lorsque le gestionnaire utilise des stratégies dynamiques de portefeuille ou a recours aux produits dérivés. En deuxième lieu, la coasymétrie peut provenir (ii) de l'habileté du gestionnaire à anticiper le marché. Comer (2006) parle ici de coasymétrie inhérente (*inherent coskewness*). Il souligne également que la difficulté réside bien entendu dans la difficulté à distinguer ces deux sources de coasymétrie.

Jagannathan et Korajczyk (1986) ont démontré que la relation entre l'asymétrie du portefeuille et l'asymétrie de l'indice peut avoir un impact sur l'estimation des talents en matière d'anticipation de marché. Le modèle quadratique peut signaler un gamma significativement positif même en l'absence complète de talent d'anticipation de marché. Chen et al. (2005) découvrent que, tout comme dans de nombreuses études portant sur des fonds d'actions, en contrôlant pour les effets de la portion de la coasymétrie qui est attribuable à la composition du portefeuille (source (i) de coasymétrie), les rendements des fonds communs d'obligations qu'ils étudient prennent une forme concave plutôt que

convexe en relation avec le rendement de l'indice de marché. Ainsi, le coefficient d'anticipation de marché est négatif.

L'approche conditionnelle tend généralement à retrancher cette évidence de talent négatif d'anticipation pour les fonds d'actions. En effet, Ferson et Schadt (1996) et, plus récemment, Beaulieu et al. (2006) obtiennent des résultats qui suggèrent que l'approche conditionnelle fait mieux paraître les gestionnaires que l'approche non-conditionnelle. La section 1.2.3 traite de cette approche.

1.2.3 L'approche conditionnelle

Tel que discuté précédemment, une des hypothèses du MÉDAF de Sharpe (1964) et de Lintner (1965) est que la prime de risque soit constante au fil du temps. Une telle stabilité n'étant typiquement pas rencontrée en pratique, le comportement de la prime de risque a été étudié sous plusieurs angles au fil du temps. Certains chercheurs ont vérifié si la prime de risque historique avait une influence sur la prime de risque actuelle. Boudoukh et al. (1993) utilisent les séries chronologiques pour démontrer que la prime de risque de marché espérée est parfois significativement inférieure à zéro. De nombreuses autres recherches valident par la suite cette affirmation dont celle de Arnott et Ryan (2001) et celle de Arnott et Bernstein (2002). Comme le soulignent Harvey et Siddique (2000a), ceci implique que sur la frontière moyenne-variance, le portefeuille de marché se situe sur la portion où la pente est négative ce qui viole une des restrictions du MÉDAF.

Harvey et Siddique (2000a) tentent de fournir une explication à une des faiblesses du modèle à un indice : la problématique des propriétés des séries chronologiques de la prime de risque du marché ex-ante. Ils présentent dans un premier temps leur intuition de départ selon laquelle l'asymétrie a un prix. De grandes évidences permettent de conclure que les distributions de rendements ne peuvent être correctement caractérisées en se contentant de la moyenne et de la variance. Si on observe de l'asymétrie dans les rendements ex-post (réalisés), celle-ci doit être prise en compte dans un modèle d'évaluation des actifs. Ils concentrent donc leur attention sur le comportement des séries chronologiques des primes

de risque et expliquent ce comportement à l'aide d'un modèle d'évaluation des actifs financiers qui attribue une valeur (un prix) au risque d'asymétrie. Ainsi, ils identifient des facteurs de risques en terme de moments d'ordre supérieur conditionnels comme la covariance conditionnelle avec le marché et la coasymétrie conditionnelle avec le marché. Ils utilisent une méthodologie conditionnelle et assument explicitement que l'information connue des investisseurs change au fil du temps. Ils laissent ainsi varier le risque ainsi que le prix rattaché à ce risque dans le temps.

Pour montrer en quoi l'asymétrie de la distribution peut affecter la prime de risque du marché espérée, Harvey et Siddique (2000a) utilisent une approche par les facteurs d'actualisation stochastiques. Ils rappellent d'abord que la condition du premier ordre pour un investisseur détenant un actif risqué pour une période est :

$$E[(1+R_{i,t+1})m_{t+1}|\Omega_t]=1, \quad (6)$$

où $(1+R_{i,t+1})$ est le rendement total de l'actif i , Ω_t représente l'information disponible à l'investisseur au temps t et m_{t+1} est le taux marginal de substitution de l'investisseur entre la période t et $t+1$ (peut être vu comme le facteur d'actualisation stochastique servant à évaluer le prix de chaque actif risqué). Si le taux marginal de substitution (ou facteur d'actualisation stochastique) est une fonction linéaire, on utilise l'équation suivante pour le représenter :

$$m_{t+1}=a_t+b_t R_{M,t+1}. \quad (7)$$

Par contre, si le facteur d'actualisation stochastique est une fonction quadratique du rendement du marché, on utilise plutôt la relation suivante :

$$m_{t+1}=a_t+b_t R_{M,t+1}+c_t R_{M,t+1}^2. \quad (8)$$

Ici, le rendement excédentaire espéré sur l'actif est déterminé à la fois par la covariance conditionnelle avec le rendement du marché, mais aussi avec le carré du rendement du marché (coasymétrie conditionnelle). Il s'agit ici d'une version conditionnelle du MÉDAF de moment d'ordre trois présenté à la section 1.2.1 qui avait été proposé par Kraus et

Litzenberger (1976). Le modèle de Harvey et Siddique (2000a) décompose ainsi le rendement excédentaire espéré en l'attribuant à la variance conditionnelle et à l'asymétrie conditionnelle. Cette décomposition permet d'expliquer une bonne partie des variations dans les séries chronologiques des primes de risque de marché espérées. Leur modèle aide également à expliquer plusieurs épisodes de primes de risque de marché ex-ante négatives.

Glosten et al. (1993) (désigné dans le texte qui suit par GJR (1993)) s'intéressent eux aussi à la prime de risque et plus particulièrement aux variations de cette dernière en fonction de la volatilité. Les modèles GARCH utilisés avant leur étude supposaient que l'effet des chocs positifs ou négatifs était le même sur la variance conditionnelle. Les découvertes de GJR (1993) suggèrent cependant l'utilisation d'une version améliorée du modèle GARCH pour tenir compte du fait que la variance conditionnelle n'est pas symétrique. À prime à bord, il serait tentant de croire, rappèlent-ils, qu'un investisseur rationnel éprouvant de l'aversion pour le risque pourrait exiger une prime de risque plus élevée à des moments où les retombées d'un placement en particulier sont moins certaines. Abel (1988) ainsi que plusieurs autres auteurs arrivent cependant à la conclusion que la prime de risque du portefeuille de marché de tous les actifs pourrait, à l'équilibre, être inférieure dans des moments plus risqués. GJR (1993) expliquent ce phénomène en rappelant que les périodes où le risque est plus élevé peuvent coïncider avec des périodes où les investisseurs sont plus en mesure d'accepter certains types de risque. Ainsi les investisseurs pourraient vouloir épargner plus durant les périodes où le futur est plus risqué. Le prix de certains actifs pourrait par conséquent s'apprécier, réduisant ainsi la prime de risque.

Bref, GJR (1993) affirment qu'un signe aussi bien positif que négatif pour la covariance entre la moyenne conditionnelle et la variance conditionnelle (volatilité) du rendement excédentaire des actions est consistant avec la théorie. En pratique, les modèles qu'ils ont testés suggèrent cependant une relation négative faible mais statistiquement significative entre les deux. La variance conditionnelle, couramment désignée en pratique par l'expression « volatilité », serait plus élevée lorsque les rendements récents sont négatifs. Ainsi, lorsqu'on s'intéresse à modéliser la volatilité, il est important d'ajouter un paramètre qui permet d'ajuster la variance en fonction du terme d'erreur passé pour capturer cette asymétrie.

Beaulieu et al. (2006) reconnaissent que le choix entre l'approche conditionnelle et l'approche non-conditionnelle a un impact sur l'évaluation de la performance. Ils comparent les deux approches sur un échantillon des rendements de 60 fonds communs américains de janvier 1995 à décembre 1999. Beaulieu et al. (2006) tiennent compte dans leurs mesures des risques conditionnels de l'asymétrie de la volatilité décrite par GJR (1993). Ils concluent que l'approche conditionnelle fait mieux paraître les gestionnaires que l'approche non-conditionnelle. Cependant, le classement des gestionnaires n'est pas affecté par le choix de l'approche.

Ainsi, malgré ses limites, l'approche non-conditionnelle du modèle de Treynor et Mazuy (1966) demeure toujours utilisée dans la pratique. La section 1.3 présente toutefois des mesures alternatives des talents d'anticipation de marché.

1.3 Autres mesures de l'anticipation de marché

1.3.1 Le modèle de Henriksson et Merton (1981)

Contrairement au modèle de Treynor et Mazuy (1966) et à bien d'autres modèles, le modèle de Henriksson et Merton (1981) ne s'intéresse qu'à la direction du marché et non pas à l'amplitude des mouvements de marché. Un investisseur qui anticipe que le rendement du marché boursier sera supérieur au taux sans risque souhaite s'exposer au portefeuille de marché. Le contraire est aussi vrai. Le modèle paramétrique de Henriksson et Merton (1981) tient compte du différentiel entre le rendement du marché boursier et le taux sans risque et est exprimé ainsi :

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_1 (R_{mt} - R_{ft}) + \beta_2 \max(0, R_{ft} - R_{mt}) + \varepsilon_{pt}, \quad (9)$$

où R_{pt} , R_{ft} , et R_{mt} sont les mêmes que pour l'équation 3 ;

α_p = alpha ;

β_1 = bêta ;

β_2 = coefficient d'anticipation de marché (market timing) ;

ε_{pt} = terme résiduel.

Ce modèle permet de distinguer le talent au chapitre de la sélection de titres de celui en lien avec l'anticipation de marché. Il n'est cependant pas parfait. Tout comme le modèle quadratique de Treynor-Mazuy (section 1.2), le modèle de Henriksson et Merton peut parfois signaler à tort la présence d'habiletés d'anticipation de marché. Jagannathan et Korajczyk (1986) se sont intéressés à la question de l'anticipation de marché artificielle que le modèle de Henriksson et Merton peut parfois présenter. Cette faiblesse se fait sentir lorsqu'il y a présence de coasymétrie entre les rendements du portefeuille à l'étude et ceux de l'indice de marché (voir Connor et Korajczyk (1991)). Tel que discuté précédemment, même dans le cas où les rendements sont distribués normalement, certaines stratégies dynamiques de portefeuilles (comme la reproduction d'une option de vente synthétique) et certaines techniques d'assurance de portefeuille peuvent générer de la coasymétrie.

Connor et Korajczyk (1991) ont proposé une extension du modèle de Henriksson et Merton qui pallie cette faiblesse. Ce modèle ne permet cependant pas de distinguer les talents de sélection de titres de ceux d'anticipation de marché.

1.3.2 Coasymétrie et risque baissier : l'étude de Ang, Chen et Xing (2006)

En se basant sur les travaux de Gul (1991) portant sur la fonction d'utilité de l'aversion rationnelle pour les déceptions (*rational disappointment aversion* ou *DA*), Ang et al. (2006) ont concentré leurs efforts sur le risque baissier. Selon eux, le bêta traditionnel (β) ne constitue pas une statistique suffisante pour décrire la relation rendement-risque d'un titre individuel. Ils ajoutent que le rendement espéré tend à augmenter lorsque β augmente, mais que β ne reflète pas entièrement le risque. Ils expliquent cette faiblesse du bêta par le fait que l'investisseur typique accorde une importance particulière au risque baissier. Ainsi, la mesure du risque baissier permet d'expliquer les différences de rendements espérés.

Une des mesures du risque baissier est le bêta baissier (β^-) introduit par Bawa et Lindenberg (1977). Ils s'agit d'une extension du MÉDAF qui tient compte de l'asymétrie de la distribution des rendements. Ces derniers définissent un bêta baissier (β^- ou *downside beta*) et un bêta haussier (β^+ ou *upside beta*) de la façon suivante:

$$\beta^-(\theta) = \frac{\text{cov}(R_{i,t}, M_t | M_t < \theta)}{\text{var}(M_t | M_t < \theta)} \quad (10)$$

$$\text{et } \beta^+(\theta) = \frac{\text{cov}(R_{i,t}, M_t | M_t > \theta)}{\text{var}(M_t | M_t > \theta)}, \quad (11)$$

où M_t est la prime de risque du marché ($R_m - R_f$), $R_{i,t}$ est la prime de risque du titre i ($R_i - R_f$) et le paramètre θ est un seuil conditionnel. Ainsi, $\beta^-(\theta)$ est le bêta calculé à partir du sous-échantillon d'observations obtenues lorsque le rendement du marché est inférieur à θ et $\beta^+(\theta)$ est le bêta calculé à partir du sous-échantillon d'observations obtenues lorsque le rendement du marché est supérieur à θ .

Ang et al. (2002) utilisent comme seuil θ la prime de risque moyenne du marché. Ainsi, ils calculent un bêta baissier pour des périodes où la prime de risque du portefeuille de marché est inférieure à sa moyenne (pour lequel ils utilisent la notation simplifiée β^-) ainsi qu'un bêta haussier pour des périodes où la prime de risque du marché est supérieure à sa moyenne (β^+). Cette approche prend en compte l'asymétrie de l'exposition au risque selon que le marché est haussier ou baissier.

Ang et al. (2006) se servent de β^- et de β^+ pour vérifier si les titres ayant un plus grand risque lorsque le marché est baissier procurent un plus grand rendement en guise de compensation. Ils découvrent qu'en effet, les titres dont la covariance avec le marché est élevée en périodes baissières présentent des rendements moyens plus élevés. Par l'étude d'un échantillon d'actions américaines, ils estiment que la prime de risque baissier s'élève approximativement à 6% par année et que cette récompense n'est pas qu'une simple compensation pour le traditionnel bêta, ni pour une quelconque caractéristique de

momentum, ni pour un risque de liquidité, de taille ou de valeur comptable par rapport à la valeur marchande.

Ang et al. (2006) n'attribuent pas non plus à la coasymétrie la compensation de 6% pour avoir pris le risque baissier. Ils font valoir que le risque baissier est différent du risque de coasymétrie puisque « le bêta baissier implique explicitement que les mouvements baissiers de marché ont un impact non-linéaire, alors que la statistique de coasymétrie ne met pas explicitement l'emphase sur l'asymétrie entre les marchés haussiers et les marchés baissiers (même dans les modèles où on donne expressément la possibilité à la coasymétrie de varier dans le temps comme dans Harvey et Siddique (1999)) »¹⁵.

Le β^- et le β^+ ne servent pas qu'à caractériser le comportement des actions individuelles. Ils sont régulièrement utilisés en pratique pour comparer les rendements de différents portefeuilles.

1.3.3 Autres mesures des talents d'anticipation de marché

Le modèle de Bhattacharya et Pfleiderer (1983), une autre extension du modèle du alpha de Jensen, distingue lui aussi les talents de sélection de titres de ceux d'anticipation de marché. Andreas Steiner discute de ce modèle sur son site Internet¹⁶ et explique qu'en plus d'étudier si le gestionnaire dispose de la bonne information, comme c'est le cas pour le modèle de Henriksson et Merton (1981), le modèle de Bhattacharya et Pfleiderer (1983) évalue si le gestionnaire utilise correctement cette information.

Grinblatt et Titman (1989b) ont proposé pour leur part une mesure qu'ils appellent la *Positive Period Weighting Measure* (PPWM). Il s'agit en fait de la somme pondérée des rendements excédentaires période par période que le portefeuille p dégage :

$$\alpha_p = \sum_t w_t R_{pt} \quad (12)$$

¹⁵ Traduction libre.

¹⁶ www.andreassteiner.net/performanceanalysis

Grinblatt et Titman (1989b) établissent différents critères pour déterminer les pondérations (w_t) à utiliser. Le alpha de Jensen et la mesure de performance totale de Treynor-Mazuy peuvent être présentés comme des cas particuliers de la PPWM¹⁷. Cet exercice permet de bien comprendre en quoi l'habileté à anticiper le marché peut induire un biais négatif au alpha de Jensen.

Zijian (2004) met l'emphase sur les *Markov regime-switching models*, des modèles qui améliorent eux aussi les mesures traditionnelles de performance en permettant à un investissement d'avoir une exposition dynamique à certains facteurs au fil du temps. Comme le précise Steiner sur son site Internet¹⁸, cette caractéristique élimine l'hypothèse restrictive d'une aversion constante pour le risque des mesures traditionnelles. Le but est de soustraire le rendement généré par l'exposition à certains types de facteur de risque. Le rendement excédentaire (alpha) est alors interprété comme étant une mesure du talent du gestionnaire. Zijian (2004) explique:

Un *regime-switching model* combine plusieurs ensembles de [...] coefficients en un système et l'ensemble de paramètres devant être appliqué dépend du régime à l'intérieur duquel le système se trouve à un moment donné. Prenons l'exemple d'un modèle à deux régimes:

$$Y(t) = \begin{cases} X(t) \times b_1 & \text{si } S(t) = 1, \\ X(t) \times b_2 & \text{si } S(t) = 0. \end{cases} \quad (13)$$

$S(t)$ est la variable d'état qui change au fil du temps et qui ne peut être observée par l'investisseur. $S(t)$ est déterminé par une chaîne de Markov :

$$\begin{aligned} P(S_t = 1 | S_t = 1) &= p \\ P(S_t = 0 | S_t = 1) &= 1-p \\ P(S_t = 0 | S_t = 0) &= q \\ P(S_t = 1 | S_t = 0) &= 1-q. \end{aligned} \quad (14)$$

Les probabilités entrent donc en jeu dans ce type de modèle.

¹⁷ Voir www.andreassteiner.net/performanceanalysis.

¹⁸ www.andreassteiner.net/performanceanalysis

¹⁹ Traduction libre.

À ce jour, aucun modèle n'a démontré sans équivoque sa supériorité comme mesure des talents d'anticipation de marché. Il existe d'autres modèles qui n'utilisent pas le rendement du marché pour expliquer les rendements. Ces modèles sont présentés à la section 1.4.

1.4 Les variations que le rendement du marché n'explique pas

Les modèles présentés aux sections 1.1 à 1.3 tentent pour la plupart de relier les fluctuations d'un titre ou d'un portefeuille à celles d'un portefeuille de marché. Dans le modèle à un indice par exemple, la portion du rendement qui n'est pas expliquée par les mouvements du marché est présumée être attribuable au talent d'anticipation du marché du gestionnaire. Le manque d'évidence empirique des hypothèses sous-jacentes au MÉDAF a stimulé l'intérêt pour certains modèles alternatifs comme l'*Arbitrage Pricing Theory (APT)* introduit à l'origine par Ross (1976).

Dans le contexte de l'*APT*, la covariance qui existe entre le rendement des titres peut être attribuée à un ou plusieurs facteurs de base sous-jacent. Comparativement au modèle à un indice, le rendement du portefeuille de marché ne fait pas nécessairement partie de ces facteurs.

Fama et French (1992) découvrent, en ajoutant d'autres facteurs, que le bêta (β) n'explique pas le rendement moyen des titres de 1963 à 1990 mais que la taille de l'entreprise (*SIZE*) entre autres permet de le faire. Jagannathan et Wang (1996) argumentent cependant que cette découverte repose une fois de plus sur certaines hypothèses non-raisonnables. Bien entendu, ils rappellent que i) le β des actifs n'est pas constant dans le temps et que ii) la mesure du rendement d'un portefeuille d'actions est une mesure incomplète du rendement sur le portefeuille de richesse globale. L'utilisation d'une approche conditionnelle permettant aux bêtas et aux rendements espérés de fluctuer dans le temps permet de contourner l'hypothèse i. Une telle approche plus réaliste diminue l'effet que la taille de l'entreprise (*SIZE*) a sur le rendement et rend plus acceptable le MÉDAF. Puis, en tenant également compte du rendement sur le capital humain (relâchant ainsi l'hypothèse ii), Jagannathan et Wang (1996) concluent que la variable *SIZE* n'a plus aucun pouvoir

explicatif additionnel. Malgré les résultats de Jagannathan et Wang (1996), la recherche de facteurs permettant d'expliquer le rendement des titres sans l'utilisation de l'approche conditionnelle s'est poursuivie. Ils émettent eux-même un certain nombre de mises en garde pour éviter que leur étude soit interprétée comme un fort support à l'approche conditionnelle du MÉDAF.

Carhart (1997) soutient pour sa part que la persistance des rendements des fonds d'actions est presque complètement expliquée par certains facteurs communs concernant le rendement des titres et à certaines différences persistantes au niveau des frais de gestion. Il étudie la performance mensuelle de 1892 fonds d'actions américaines de janvier 1962 à décembre 1993. Il utilise le MÉDAF (équation 15), le modèle à 3 facteurs de Fama et French (1993) (équation 16) et son propre modèle à 4 facteurs (équation 17) :

$$R_{it} = \alpha_{iT} + \beta_{iT}VWRF_t + e_{it} \quad t = 1,2,\dots,T, \quad (15)$$

$$R_{it} = \alpha_{iT} + b_{iT}RMRF_t + s_{iT}SMB_t + h_{iT}HML_t + e_{it} \quad t = 1,2,\dots,T, \quad (16)$$

$$R_{it} = \alpha_{iT} + b_{iT}RMRF_t + s_{iT}SMB_t + h_{iT}HML_t + p_{iT}PR1YR_t + e_{it} \quad t = 1,2,\dots,T, \quad (17)$$

où R_{it} est la portion du rendement d'un portefeuille qui excède le rendement du Bon du Trésor 1 mois (*T-bill*), $VWRF$ est le rendement excédentaire du portefeuille pondéré par la valeur *CRSP*²⁰ de toutes les actions du *NYSE*, *AMEX* et *NASDAQ*, $RMRF$ est le rendement excédentaire d'un indice du marché agrégé (pondéré par la valeur) et SMB , HML et $PR1YR$ sont les facteurs qui prennent en compte la taille de l'entreprise, la valeur comptable et le momentum des rendements sur un an²¹.

Carhart (1997) s'intéresse au alpha du modèle à 4 facteurs (équation 17) et s'en sert pour établir un classement des fonds à l'étude. Selon lui, si l'ordonnée à l'origine mesure le talent d'un gestionnaire, les fonds devraient maintenir dans le temps sensiblement le même rang au classement. Les résultats dévoilent que très peu de fonds demeurent au fil du temps

²⁰ Les données historiques du portefeuille pondéré par la valeur *CRSP* proviennent du *Center for Research in Security Prices (CRSP)*. Toutes les actions listées au *NYSE*, à l'*AMEX* et au *NASDAQ* sont incluses.

²¹ SMB et HML proviennent de Fama et French (1993) et $PR1YR$ a été élaboré par Carhart (1997).

dans le même décile que lors du classement initial. Ainsi, ces résultats ne supportent pas l'existence de talents de sélection de titres.

Wang (2005) propose une décomposition pondérée multifacteurs du rendement pour des portefeuilles utilisant des stratégies dynamiques de rotation de styles d'investissement. Il explique que l'exposition d'un portefeuille à différents facteurs de base sous-jacents comme le style (actions de type croissance versus valeur par exemple) change dans le temps. La particularité de sa solution est d'incorporer spécifiquement les pondérations changeantes d'exposition à ces styles dans sa décomposition. Dans le cas des stratégies dynamiques, sans tenir compte de ces changements de pondération dans le temps, une régression conventionnelle comme celle utilisée pour déterminer le alpha de Jensen produirait une ordonnée à l'origine biaisée et différente de zéro. D'où l'intérêt pour son approche qu'il explique à l'aide de l'exemple suivant :

Supposons qu'un investisseur utilise un modèle pour prédire la performance relative d'un style par rapport à un autre et s'en sert pour acheter le gagnant pressenti. Au fur et à mesure que les prévisions établies à l'aide du modèle varient, cet investisseur alterne d'un style à l'autre. Plus spécifiquement, les pondérations dans les différents styles sont :

$$w_{it-1} = \begin{cases} 1 & \text{si le style } i \text{ est le gagnant prédit au temps } t-1, \\ 0 & \text{autrement,} \end{cases}$$

pour $i = 1, \dots, n$. Le rendement excédentaire pour cette stratégie de rotation entre les styles (et d'autres stratégies en général) peut être écrit comme :

$$R_{pt} = \alpha_{pt-1} + \beta_{pt-1}f_t + \varepsilon_{pt}, \quad (18)$$

où f_t est le facteur de risque et R_{pt} est le rendement excédentaire de la stratégie, tel que $R_{pt} = \sum_{i=1}^n w_{it-1}R_{it-1}$, $\alpha_{pt-1} = \sum_{i=1}^n w_{it-1}\alpha_i$, $\beta_{pt-1} = \sum_{i=1}^n w_{it-1}\beta_i$, $\varepsilon_{pt} = \sum_{i=1}^n w_{it-1}\varepsilon_{it}$. Le rendement excédentaire moyen peut être exprimé ainsi :

$$\overline{R_p} = \overline{\alpha_{pt-1} + \beta_{pt-1}f_t + \varepsilon_{pt}} = \overline{\alpha_p} + \overline{\beta_p}\overline{f} + (\overline{\beta_{pt-1}} - \overline{\beta_p})\overline{f}_t + \overline{\varepsilon_p}, \quad (19)$$

où les lignes du haut signifient la moyenne au fil du temps [...]. La composante $\overline{\beta_p}\overline{f}$ est le produit des bêtas moyens et des primes des facteurs alors que le terme $(\overline{\beta_{pt-1}} - \overline{\beta_p})\overline{f}_t$ est la somme des covariances entre les bêtas

en rotation et les facteurs [...]. Ces deux composantes représentent les deux parties de la prime encourue pour supporter le risque associé au portefeuille. La première composante est consistante avec l'explication standard du risque (le niveau des bêtas du portefeuille représente un risque pour lequel l'investisseur doit être rémunéré). Cependant, en présence de stratégies dynamiques, un risque additionnel lié aux variations des bêtas au fil du temps existe. Cette portion de la prime de risque est captée par le terme $\overline{(\beta_{pt-1} - \beta_p)} f_t$.²²

Dans l'étude de Wang (2005), c'est le troisième terme de l'équation 19 (covariances entre les bêtas en rotation et les facteurs, soit $\overline{(\beta_{pt-1} - \beta_p)} f_t$) qui représente la plus importante source de rendement pour la stratégie dynamique employée. L'utilisation d'un modèle à 3 facteurs de Fama et French sans tenir compte des changements d'exposition aux différents facteurs au fil du temps mènerait à des conclusions inadéquates dans l'explication de la performance de la stratégie.

Dans la pratique, les modèles présentés à la section 1.4 n'ont pas su remplacer de façon définitive les modèles qui se servent des rendements du portefeuille de marché pour expliquer le rendement des portefeuilles. Le modèle à un indice et le modèle de Treynor et Mazuy (1966) demeurent largement utilisés.

1.5 Autres considérations pour la décomposition de la performance

Muralidhar (2005) insiste sur le fait que le alpha est souvent défini avec peu de rigueur dans le langage de la finance. On l'utilise en général pour désigner les rendements qui excèdent ceux de l'indice sans même spécifier dans quelle mesure ces rendements sont corrélés avec les rendements de l'indice. Cette corrélation est très importante à considérer dans la gestion du risque. Ainsi, une meilleure définition du alpha, qui est rendue nécessaire et qui découle de l'industrie des fonds de couverture, ne considèrerait que les rendements non-corrélés avec l'indice de marché ou avec la répartition d'actif stratégique établie par

²² Traduction libre.

l'investisseur (comme c'est le cas des rendements visés par exemple par les fonds neutres au marché (*market neutral*)).

Il est cependant beaucoup plus habituel qu'une caisse de retraite donne à un gestionnaire le traditionnel mandat de battre un indice de référence. Muralidhar (2005) souligne que pendant plusieurs années, la performance d'un gestionnaire était évaluée en divisant le rendement excédentaire relatif à l'indice par une mesure quelconque de risque. La mesure de risque *tracking error* était parfois utilisée (ce qui donnait pour mesure le ratio d'information ou ratio de Sharpe modifié) ou une mesure de la volatilité des sous-performances seulement (indice de Sortino²³) ou encore une mesure alternative dans le cas du ratio Morningstar (Gambera (2004)).

En prenant pour point de départ l'étude de Modigliani et Modigliani (1997) ainsi que sa propre expérience des différentes facettes de l'investissement, Muralidhar (2005) a établi une série de critères que les chercheurs devraient tenter de rencontrer lorsqu'ils développent de nouvelles mesures de performance ajustées pour le risque. Parmi ceux-ci, il rappelle qu'il est important de tenir compte des moments d'ordre supérieur (comme l'asymétrie et l'aplatissement (ou *kurtosis*)) pour éviter les stratégies qui ont le potentiel d'engendrer de lourdes pertes. L'exemple classique selon Muralidhar est la stratégie de vente à découvert d'options, stratégie qui présente pourtant un ratio de Sharpe intéressant (le ratio de Sharpe ne tient pas compte des moments d'ordre supérieurs). Bien que cette stratégie puisse engendrer plusieurs petits rendements positifs, un seul rendement négatif catastrophique peut mener à la faillite d'un investisseur. Pour de telles stratégies, il est préférable d'avoir recours à oméga qui, pour sa part, prend en considération les moments d'ordre supérieur.

La mesure oméga révèle de l'information que l'approche moyenne/variance ignore. Toujours selon Muralidhar (2005), la motivation à construire la fonction oméga est de déterminer la qualité des « paris » de rendements supérieurs à une cible donnée (considérée comme le seuil de perte). Il faut savoir combien il est possible de gagner en ayant raison et

²³ Sur le site www.cortosys.fr/fund/indice.htm, il est mentionné que « comme l'indice de Sharpe, l'indice de Sortino [est] un indicateur de rendement [pondéré] par le risque, mais il se distingue de ce dernier en ce qu'il rapporte [le rendement excédentaire] moyen du fonds au [risque baissier]... »

combien sera perdu autrement. Il est également essentiel de connaître les probabilités de gains ou de pertes.

L'oméga n'est pas une mesure parfaite. Muralidhar (2005) complète son exemple sur la stratégie d'option discutée plus haut en combinant aux ventes à découvert d'options une stratégie opposée qui procure pour sa part plusieurs petites pertes et quelques gains rares mais élevés. La combinaison des deux stratégies, si elle est bien structurée (c'est-à-dire lorsque la corrélation entre les deux stratégies est négative), peut procurer à l'investisseur un portefeuille beaucoup plus convenable. Ainsi, l'oméga peut discréditer une stratégie étudiée séparément sans donner d'information sur les autres stratégies qu'il serait intéressant d'utiliser en complément. Le M-carré de Modigliani et Modigliani (1997) est un meilleur outil à ce niveau.

Un des inconvénients lié à l'utilisation de la majorité des mesures du risque est qu'il n'y a pas de norme sur la période d'étude à utiliser pour tirer des conclusions valables. Est-il préférable d'utiliser l'oméga en se basant sur des données historiques couvrant une période de 2 ans ou de 5 ans? Muralidhar (2002) rappelle que la validité d'une statistique diminue lorsque la taille de l'échantillon diminue. C'est pourquoi il a développé la mesure SHARAD (*Skill, History and Risk-Adjusted performance*) qui tient compte du temps pour déterminer s'il est possible de tirer des conclusions satisfaisantes au sujet des talents du gestionnaire en la multipliant à une mesure de performance ajustée pour le risque. Quand vient le temps de l'utiliser concrètement, cette mesure n'est appropriée que lorsqu'il est possible de ne s'en tenir qu'à une seule fonction objectif. Bref, les investisseurs doivent recourir à plusieurs instruments de mesure pour satisfaire l'étude d'objectifs complexes. Aucune mesure n'est parfaite pour le moment.

Une fois de plus, le choix d'un échantillon de données plutôt qu'un autre a un impact sur le résultat obtenu. Il est possible d'argumenter par exemple qu'un trop grand historique de rendements rend moins pertinents les résultats obtenus. En quoi la réaction d'un titre il y a 25 ans aux fluctuations de l'époque du marché est pertinente pour anticiper la réaction future de ce titre aux mouvements de l'indice de référence? Il n'y a pas que la durée de la période d'observation qui a retenu l'attention des chercheurs. La réaction des titres aux

différents régimes de marché rencontrés à l'intérieur de l'échantillon (marchés haussiers versus marchés baissiers) a elle aussi son importance tel que discutée à la section 1.1.2.3.

1.6 Les auteurs qui amalgament différentes mesures : les résultats obtenus

De nombreux auteurs ont opposé certains des modèles présentés aux sections précédentes. Le but de ces recherches était bien souvent de déterminer si les gestionnaires à l'étude démontraient du talent en matière de sélection de titres ou d'anticipation de marché.

Stevens et Finn (1990) se servent de différents tests paramétriques pour déterminer si le portefeuille qui les intéresse (un portefeuille qui a pour mandat d'anticiper le marché) arrive à anticiper correctement le marché. Ils utilisent, en plus du modèle quadratique, un modèle binaire (équation 20) pour estimer la droite de marché EFG de la figure 1.2.

$$R_{pt} = \alpha_p + b(\text{DMD})R_{mt} + c(\text{UMD})R_{mt} + \varepsilon_{pt}, \quad (20)$$

où R_{pt} , R_{mt} , α_p et ε_{pt} sont les mêmes que pour l'équation 3 ;

b = bêta baissier ;

c = bêta haussier ;

DMD = variable binaire de marché baissier (prend la valeur 0 lorsque le marché est en hausse et 1 lorsqu'il est en baisse);

UMD = variable binaire de marché haussier (prend la valeur 1 lorsque le marché est en hausse et 0 lorsqu'il est en baisse).

Stevens et Finn (1990) utilisent une analyse de la covariance de l'équation 20 pour tester l'habileté à anticiper le marché, tout comme l'avaient fait Merton (1981) et Henriksson et Merton (1981). Si le bêta haussier est significativement supérieur au bêta baissier ($c > b$), un talent pour l'anticipation de marché est démontré.

Stevens et Finn (1990) comparent les résultats d'un portefeuille qui tente d'anticiper le marché à ceux d'un portefeuille dont les proportions investies dans les différentes classes d'actifs sont constantes (*stable-asset-mix strategy*). Les conclusions des deux modèles (quadratique et binaire) vont dans le même sens. Le portefeuille qui a pour mandat d'anticiper le marché arrive à le faire de manière significative. L'étude démontre de plus que le portefeuille pour lequel les proportions dans les différentes classes d'actifs sont constantes obtient de meilleures performances lorsque les conditions du marché sont « normales » alors que c'est le portefeuille dont le mandat est d'anticiper le marché qui surperforme lors de marchés extrêmes. Les auteurs de l'étude prétendent qu'un gestionnaire habile pour anticiper le marché peut avoir tort en moyenne mais générer tout de même des rendements anormaux en ayant raison lorsque c'est le plus important (lors de marchés extrêmes). L'horizon de placement prend donc une importance majeure lorsque l'on cherche à évaluer les talents d'anticipation de marché. Selon cette étude, l'anticipation de marchés extrêmes a démontré des caractéristiques désirables lorsqu'elle est étudiée sur une certaine variété de conditions de marchés; un horizon de long terme est nécessaire pour obtenir de tels résultats. Les gestionnaires doivent ajuster leurs méthodes d'anticipation (*timing method*) à leur période de détention.

Grinblatt et Titman (1994) ont examiné différentes mesures de performance dont la mesure de Jensen (alpha) et une mesure de performance totale basée sur le modèle de Treynor-Mazuy (mesure qui élimine le problème que Jensen (1972) lui-même soupçonnait à propos du biais qu'occasionnait l'anticipation de marché dans la détermination du alpha). L'étude portait sur les rendements d'un échantillon de 279 fonds communs entre 1974 et 1984. Les résultats obtenus par ces différentes mesures ont présenté une forte corrélation. On pourrait croire à première vue que cette forte corrélation invalide en quelque sorte les préoccupations que Jensen. Selon Grinblatt et Titman (1994), ces résultats sont plutôt attribuables au fait que très peu de gestionnaires obtiennent du succès dans l'anticipation du marché.

Du côté canadien, les résultats de certaines études suggèrent que les gestionnaires de fonds d'actions canadiennes n'ont pas démontré en général d'habiletés soutenues (récurrentes) ni en terme de sélection de titres, ni pour l'anticipation de marché. Athanassakos et al. (2002)

en arrivent à de telles conclusions lorsqu'ils étudient le rendement des fonds canadiens entre 1985 et 1996. Ils se servent d'une version du modèle de Treynor-Mazuy qui présente une extension permettant aux gestionnaires l'investissement dans des titres ne faisant pas partie de l'indice boursier (papier commercial et obligations). L'ordonnée à l'origine de ce modèle (alpha) est interprétée comme étant la performance au niveau de la sélection de titres alors que le coefficient du terme quadratique représente pour sa part les aptitudes quant à l'anticipation de marché.

Il n'est pas nécessaire de passer en revue toutes les études portant sur l'absence ou non d'habiletés en matière de sélection de titres ou d'anticipation de marché. D'abord, comme le rappelle l'étude de Athanassakos et al. (2002), la reconnaissance de la présence de tels talents basée sur les rendements passés n'est pas réputée être utile dans la prédiction des rendements futurs des fonds. Aussi, Stevens et Finn (1990) mettent un bémol sur les études qui ont pour but de faire la recension du talent d'anticipation de marché d'une population de gestionnaires. Selon eux, « le regroupement de gestionnaires de différents styles sans égard aux différentes stratégies ou intensités d'efforts d'anticipation de marché pourrait contribuer aux trouvailles [habituelles] d'absence de talent "en moyenne" [...]. L'anticipation de marchés extrêmes est un style d'anticipation parmi tant d'autres qui produit des caractéristiques de performance différentes. La combinaison de ces différents styles pourrait ne pas être révélatrice »²⁴.

²⁴ Traduction libre.

Chapitre 2 Problématique

La littérature traite abondamment des hypothèses non-respectées du MÉDAF. De nombreuses études déplorent que la mesure du risque, bêta, soit très souvent mal estimée. Il en découle inévitablement que le alpha est lui aussi mal calculé et le classement des meilleurs gestionnaires est par conséquent biaisé. Pourtant, le MÉDAF est encore largement utilisé dans la pratique. Leland (1998) estime que c'est en partie dû au fait que les résultats des études empiriques portant sur des modèles alternatifs tels que celui de Kraus et Litzenberger (1976) et celui de Grinblatt et Titman (1994) ne démontrent que de très faibles différences avec ceux du MÉDAF pour des portefeuilles typiques d'actions. Selon lui, les mesures alternatives deviennent substantiellement différentes de celles du MÉDAF que pour les portefeuilles ou les actifs pour lesquels la distribution des rendements est fortement asymétrique.

Selon Racine (1997), « un investisseur qui préfère maximiser le potentiel haussier tout en minimisant le risque baissier recherche une distribution de la richesse positivement asymétrique. Un tel investisseur devrait être intéressé par des actifs positivement coasymétriques »²⁵.

Racine (1997) a constaté qu'en comparaison avec les Américains, les Canadiens étaient davantage intéressés par les actifs positivement coasymétriques. Un des modèles souvent utilisé pour mesurer la coasymétrie est le modèle quadratique de Treynor et Mazuy (1966). Ang et al. (2006) argumentent que la statistique de coasymétrie ne met pas explicitement l'emphase sur l'asymétrie entre les marchés haussiers et les marchés baissiers. En effet, en calculant le coefficient du terme quadratique, le modèle de Treynor-Mazuy traite les périodes fortement haussières de la même façon que les périodes fortement baissières.

Étant donnée la faiblesse soulignée par Ang et al. (2006) de la statistique de coasymétrie, est-ce que l'utilisation du modèle de Treynor et Mazuy (1966), par un investisseur à la recherche d'une distribution de rendements positivement asymétrique, est moins

²⁵ Traduction libre.

intéressante que l'utilisation d'un bêta propre aux périodes baissières et d'un bêta pour les périodes haussières? Malgré cette faiblesse, est-ce qu'un modèle quadratique du type Treynor et Mazuy (1966) demeure un reflet intéressant de la non-linéarité du rendement des fonds dans un contexte canadien?

Chapitre 3 But et méthodologie

La méthodologie utilisée pour la présente étude ressemble en plusieurs points à celle de Stevens et Finn (1992), bien que le but de la recherche soit totalement différent. En plus de couvrir une période plus récente, les différences majeures de cette étude se situent au niveau de la présentation et de l'analyse des résultats pour faire le pont entre ces résultats et les travaux de Ang et al. (2006). Contrairement à Stevens et Finn (1992), il ne s'agit pas ici d'une vérification de la présence d'habileté en sélection de titre et en anticipation de marché.

Le but de la présente recherche est plutôt de vérifier si les fonds canadiens ayant présenté un gamma statistiquement positif (modèle quadratique) au cours des dernières années ont également obtenu de bons résultats en terme de bêta haussier et de bêta baissier (β^+ et β^- étant estimés par l'équation 22 présentée ultérieurement), confirmant ainsi le talent d'anticipation du marché démontré par le gestionnaire (tel que le modèle quadratique de Trenor-Mazuy (1966) le suppose). Si le β^+ et le β^- ne nous permettent pas de tirer les mêmes conclusions que le gamma, l'utilisation d'une représentation quadratique pour illustrer le talent d'anticipation du marché d'un gestionnaire pourrait être inappropriée.

Pour le calcul du gamma, le modèle de régression suivant a été utilisé :

$$(R_{pt} - R_{ft}) = \hat{\alpha}_p + \hat{\beta}_p(R_{mt} - R_{ft}) + \hat{\gamma}_p(R_{mt} - R_{ft})^2 + \hat{\varepsilon}_{pt}, \quad (21)$$

- où
- R_{pt} = rendement du portefeuille p à la période t ;
 - R_{ft} = taux sans risque à la période t (rendement à l'échéance de l'indice des bons du trésor 1 mois du gouvernement du Canada) ;
 - R_{mt} = rendement du portefeuille de marché à la période t ;
 - $\hat{\alpha}_p$ = performance estimée au chapitre de la sélection de titres ;
 - $\hat{\beta}_p$ = estimé du risque systématique du portefeuille;
 - $\hat{\gamma}_p$ = contribution marginale de la coasymétrie aux rendements excédentes

taires (estimé de la performance au chapitre de l'anticipation du marché) ;
 $\hat{\varepsilon}_{pt}$ = rendement résiduel du portefeuille p au cours de la période t (erreur aléatoire).

Pour déterminer le comportement d'un portefeuille selon les différents régimes de marché, des variables binaires sont utilisées. Les périodes où la prime de rendement du marché est positive ($R_{mt} > R_{ft}$) sont ainsi considérées différentes des périodes où la prime est négative ($R_{mt} < R_{ft}$). Le modèle de régression suivant a été utilisé :

$$(R_{pt} - R_{ft}) = \hat{\alpha}_p + \hat{\beta}_p^- (R_{mt} - R_{ft}) DMD + \hat{\beta}_p^+ (R_{mt} - R_{ft}) UMD + \hat{\varepsilon}_{pt}, \quad (22)$$

où R_{pt} , R_{ft} , R_{mt} , et $\hat{\varepsilon}_{pt}$ sont les mêmes que pour l'équation 21 ;

$\hat{\alpha}_p$ = ordonnée à l'origine ;

$\hat{\beta}_p^-$ = bêta baissier (risque du marché quand le marché est baissier) ;

$\hat{\beta}_p^+$ = bêta haussier (risque du marché quand le marché est haussier) ;

DMD= variable binaire de marché baissier (prend la valeur 0 lorsque le marché est en hausse et 1 lorsqu'il est en baisse);

UMD= variable binaire de marché haussier (prend la valeur 1 lorsque le marché est en hausse et 0 lorsqu'il est en baisse).

Les études sur les fonds communs utilisent généralement des données qui sont affectées par le biais du survivant, résultat de l'exclusion, dans l'élaboration de l'échantillon, des fonds ayant cessé d'exister avant la fin de la période à l'étude. Certains fonds qui n'existent plus ont disparu en raison de leurs contre-performances. En ne prenant que les données sur les fonds ayant survécu, il est possible selon Athanassakos et al. (2002) que le rendement moyen réalisé par l'ensemble des fonds soit surestimé²⁶. Une des raisons souvent invoquée pour justifier cette lacune méthodologique est l'absence de données détaillées à ce sujet.

Il ne faut pas s'attarder ici très longuement aux impacts que le biais du survivant pourrait avoir sur la présente étude. Cette recherche n'a pas pour but de recenser les résultats

²⁶ À titre d'exemple, Grinblatt et Titman (1989a) ont estimé le biais du survivant de leur échantillon. Il s'élevait à environ 0.5% par année.

qu'obtiennent les différents gestionnaires de fonds d'actions canadiennes. Le but n'est pas de mesurer par combien de points de base les meilleurs gestionnaires peuvent arriver à battre l'indice. Il ne s'agit pas non plus ici de comparer des gestionnaires entre eux, mais plutôt de comparer, pour un même gestionnaire, différentes mesures de l'habileté à anticiper le marché. Athanassakos et al. (2002) ont étudié la performance entre 1985 et 1996 de deux groupes de fonds, soit les fonds qui se sont éteints et les fonds survivants. Ils en arrivent à la conclusion que la différence d'habileté d'anticipation du marché n'est pas significativement différente d'un groupe à l'autre²⁷.

²⁷ La raison pourrait être à leur avis que ce ne sont pas tous les fonds inclus dans la catégorie des fonds éteints qui ont cessé d'exister en raison de mauvaises performances. Certains ont disparu en étant fusionnés à d'autres fonds suite à la fusion de deux compagnies de fonds par exemple. La structure de la base de données qu'ils ont utilisée rendait impossible l'identification de la cause de la disparition des fonds.

Chapitre 4 Données

L'étude couvre la période située entre le 1^{er} décembre 1998 et le 31 janvier 2006. Le choix du 1^{er} décembre 1998 comme date de début repose sur deux critères. En premier, plus la période couverte est longue, plus l'échantillon est petit en raison du faible nombre de fonds qui existe depuis très longtemps. Il est donc nécessaire de ne pas remonter trop loin dans le temps afin d'avoir un échantillon de taille raisonnable. Deuxièmement, la période doit malgré tout être suffisamment longue pour incorporer un minimum de mois baissiers et de mois haussiers. La période retenue correspond sans contredit à ce critère. Elle a été marquée par une flambée du prix des actions du secteur de la technologie à la fin des années 90. Suite à cet épisode, un important marché baissier s'est installé. Le marché a même subi un choc important suite aux attentats du 11 septembre 2001 aux États-Unis. Les derniers mois de la période à l'étude sont quant à eux porteurs d'excellents rendements. Les titres du secteur de l'énergie entre autres ont entraîné avec eux à la hausse les principaux indices boursiers dont le S&P/TSX Composé (ce seul secteur représentant environ le quart de cet indice à la fin de la période à l'étude).

L'Indice Composé Plafonné S&P/TSX avec dividendes réinvestis a été sélectionné comme indice de référence. La version plafonnée a été sélectionnée puisque plusieurs gestionnaires se limitent à un maximum de 10% de leur portefeuille dans un seul titre (bien que certains fonds dans l'échantillon aient la possibilité d'investir jusqu'à 30% du portefeuille dans un seul titre).

Les données sur les rendements mensuels des fonds ont été tirées de la base de données *Reuters3000Xtra*. La base de donnée a été interrogée pour une liste prédéterminée de fonds appartenant à la catégorie des fonds purs d'actions canadiennes, classification établie par le *Comité de normalisation des fonds d'investissement (IFSC)* (voir l'annexe I). À partir de la

liste à jour des fonds appartenant à la catégorie des fonds purs d'actions canadiennes²⁸, un tri a ensuite été effectué à l'aide des critères suivants :

- Les fonds indiciels sont exclus, seuls les fonds gérés activement sont étudiés.
- Une seule catégorie de fonds a été incluse. À titre d'exemple, un même fonds géré et distribué par *Manufacture de Fonds* (nom fictif d'une firme de gestion) sont offerts en version A (frais d'acquisition différés), B (frais d'acquisition), F (comptes à honoraires) et en catégorie corporative. On ne retient ici que le fonds offert en version B puisque certaines firmes au Canada offrent cette version sans même exiger de frais d'acquisition, rendant ainsi le produit comparable à la majorité des portefeuilles à l'étude qui n'ont pas, eux non plus, de frais d'acquisition.
- Les fonds distincts (*segregated*) et les *pooled funds* sont exclus. Ainsi, lorsqu'un fonds est offert par une compagnie d'assurance et qu'il est géré par une autre société qui distribue déjà de son côté le fonds, il n'y a que le fonds original qui est retenu (ex : La société XYZ offre le fonds *Super Étoile* et la compagnie *Assurance* distribue un fonds qui s'appelle *Assurance XYZ Super Étoile*, alors seul le fonds *Super Étoile* est retenu pour l'échantillon).
- Les fonds de petites et de moyennes capitalisations ont été exclus puisqu'il n'est pas pertinent aux fins de la présente étude de les comparer à l'Indice Composé Plafonné S&P/TSX.
- L'échantillon sous étude ne comporte aucun fonds sectoriel ni aucun fonds concentré sur une région ou une province à l'intérieur du Canada. Il ne serait pas pertinent de comparer aux rendements de l'Indice Composé Plafonné S&P/TSX la performance obtenue par un gestionnaire qui a la contrainte d'investir uniquement au Québec par exemple.

²⁸ Il est entendu que cette liste ne nous donne aucun renseignement à propos des fonds qui appartenaient à cette catégorie au début de la période à l'étude et qui ont soit changé de catégorie, fusionné avec d'autres fonds ou ont simplement cessé d'exister.

- Les fonds éthiques ou socialement responsables (tel un fonds « environnement ») ne sont pas inclus toujours dans le but d'utiliser avec pertinence l'Indice Composé Plafonné S&P/TSX qui n'a pas pour sa part cette contrainte.
- Toujours dans un souci de pertinence de la comparaison avec l'Indice Composé Plafonné S&P/TSX, on exclut les fonds qui, en date du 30 décembre 2005, avaient plus de 6% des actifs sous gestion en contenu étranger. Le fait d'étudier la répartition à une date fixe a bien entendu pour faiblesse que certains fonds retenus auront peut-être quand même déjà dépassé ce 6% durant la période sous étude.
- Les fonds qui n'existaient pas au début de la période sous étude, soit le 1er décembre 1998, ne sont pas retenus. Chaque fonds composant l'échantillon doit avoir traversé un certain nombre de marchés haussiers et de marchés baissiers pour que les conclusions demeurent pertinentes.
- Sont inclus les fonds distribués à des groupes restreints d'investisseurs (exemple : FMOQ, Quebec Professional, etc.) dans la mesure où le mandat de gestionnaire de ces fonds est similaire à celui des produits distribués à grande échelle.

Seulement 21 fonds purs d'actions canadiennes répondaient à tous ces critères pour la période à l'étude. Bien entendu, un aussi petit échantillon présente un grand obstacle au niveau de la représentativité des conclusions. Deux facteurs expliquent en bonne partie la faible taille de l'échantillon. Premièrement, de nombreux fonds qui, au 31 janvier 2006, appartenaient à la liste des fonds purs d'actions canadiennes établie par le *Comité de normalisation des fonds d'investissement* n'ont pu être retenus parce qu'ils n'existaient pas au début de la période (1^{er} décembre 1998). Une période d'étude plus courte aurait permis d'augmenter la taille de l'échantillon, mais les fonds retenus n'auraient pas eu l'occasion de traverser différents régimes de marché, ce qui aurait invalidé les résultats. Deuxièmement, un très grand nombre de fonds appartenant à la catégorie des fonds d'actions canadiennes ont été éliminés en raison de leurs importantes positions en actions étrangères. Il aurait été

imprécis de comparer les fluctuations de ces fonds à celles d'un indice constitué à 100% d'actions canadiennes.

Chapitre 5 Résultats

Les résultats obtenus pour l'étude du talent d'anticipation de marché de 21 gestionnaires de fonds canadiens du 1^{er} décembre 1998 au 31 janvier 2006 sont conformes aux résultats de Treynor et Mazuy (1966). Ainsi, très peu de gestionnaires obtiennent du succès en matière d'anticipation de marché lorsque gamma du modèle quadratique est utilisé pour en juger²⁹. Le tableau 5.1 présente ces résultats. Pour tenir compte des différences de styles de gestion, les fonds y sont regroupés en 3 groupes de 7 fonds chacun selon le degré d'agressivité observé (en terme de bêta réalisé). Le groupe 1 est constitué des fonds les moins agressifs (bêtas les moins élevés). Le groupe 3 regroupe au contraire les fonds ayant présenté le bêta le plus élevé. Sur un échantillon de 21 fonds, seulement 10 présentent un coefficient gamma positif (3 sont statistiquement significatifs à un seuil de 5%, 7 ne le sont pas). Ainsi, 11 fonds présentent un gamma négatif (2 sont statistiquement significatifs alors que les 9 autres ne sont pas statistiquement significatifs).

Tableau 5.1
Résultats en matière d'anticipation de marché

Groupe	Bêta (β) moyen	Gamma (γ) moyen	Nombre de γ positifs (nb significatifs parmi eux*)	Nombre de γ négatifs (nb significatifs parmi eux*)
1	0,641198	- 1,159894	1 (0)	6 (1)
2	0,952048	0,572773	5 (2)	2 (0)
3	1,117806	0,389451	4 (1)	3 (1)

* Le seuil de signification a été fixé à 0,05.

²⁹ Il est important de rappeler que gamma, le coefficient du terme quadratique, mesure en réalité la contribution marginale de la coasymétrie aux primes de rendements (rendement excédentaire) du portefeuille. Bien que souvent interprété comme le reflet du talent d'anticipation de marché, gamma peut cependant être parfois attribuable à la structure même du portefeuille. C'est le cas lorsque le gestionnaire utilise par exemple des stratégies dynamiques de portefeuilles ou a recours aux produits dérivés.

Une analyse attentive du tableau 5.1 permet d'établir que le groupe de gestionnaires plus conservateurs (faibles bêtas) n'a pas obtenu de bons résultats en ce qui a trait à l'anticipation de marché. Il faut cependant dire que pour les mois à l'étude, la prime de rendement du marché a été plus souvent positive que négative (52 mois positifs contre 34 mois négatifs) favorisant ainsi les portefeuilles à bêta élevés. Dans l'ensemble, il faut tout de même conclure que peu de gestionnaires ont démontré un réel talent d'anticipation de marché.

5.1 Relation entre γ et $(\beta^+ - \beta^-)$

Le tableau 5.2 compare les résultats de deux mesures de l'anticipation du marché : le gamma et $(\beta^+ - \beta^-)$. Ici, les 21 fonds observés ont d'abord été classés selon le gamma obtenu. Puis, ils ont été regroupés en 7 groupes de 3 pour dégager des tendances. Le groupe 1 est constitué des 3 fonds ayant obtenu le meilleur gamma (2,29 en moyenne) alors que le groupe 7 est celui qui regroupe ceux ayant le moins bien performé à ce chapitre.

Premier constat : les fonds ayant obtenu les pires résultats en terme de gamma (groupes 5 à 7) sont en général ceux qui présentent le meilleur alpha tel que calculé à l'aide du modèle à un indice. C'est donc dire que les gestionnaires ayant fait le meilleur travail en terme de sélection de titres (lorsque le alpha de Jensen est utilisé pour en juger) n'ont pas été les plus habiles dans l'anticipation du marché (selon le modèle quadratique). Il est donc important d'aller au-delà du alpha de Jensen lors de la sélection d'un gestionnaire plutôt qu'un autre, et ce particulièrement lorsque les rendements ne sont pas linéairement liés aux rendements du marché. Le chapitre 6 discute de la mesure de Jensen et l'oppose à l'ordonnée à l'origine du modèle quadratique. De plus, il s'attarde au fait que le alpha ne provient pas que de la sélection de titre, mais également de l'anticipation de marché comme l'affirment Waring et Siegel (2006).

Tableau 5.2
 Résultats de 7 groupes de 3 fonds en matière d'anticipation de marché

Groupe	γ moyen	α moyen	β^- moyen	β^+ moyen	$(\beta^+ - \beta^-)$ moyen	Rang en terme de $(\beta^+ - \beta^-)$ moyen
1	2,293295	-0,000503	0,820682	1,152586	0,331904	1
2	0,982404	-0,003324	0,86329	1,043168	0,179878	2
3	0,372894	-0,00097	0,959735	1,028738	0,069004	3
4	-0,143782	-0,005956	1,164621	1,158118	-0,006503	4
5	-0,646956	0,000739	0,833674	0,740662	-0,093012	6
6	-0,961932	-0,000139	0,635387	0,5715	-0,063886	5
7	-2,357153	0,001503	1,012451	0,665784	-0,346668	7

Le tableau 5.2 fait également ressortir que les portefeuilles ayant dégagé le plus grand gamma (groupes 1 à 3) ont un β^- moyen inférieur à 1. Ces portefeuilles ont donc moins perdu de terrain lorsque la prime de rendement du marché était négative. Les groupes 1 à 3 sont les trois seuls groupes de fonds qui ont à la fois bien réussi à ce niveau et également mieux performé que le marché lorsque la prime de rendement du marché était positive (le β^+ moyen des fonds de ces groupes étant supérieur à 1). Les sections 5.2 et 6.3 traitent en détail des mesures β^- et β^+ .

Finalement, en classant les 7 groupes en fonction de $(\beta^+ - \beta^-)$ moyen (dernière colonne à droite du tableau 5.2), une certaine tendance se dégage. En général plus gamma augmente, plus $(\beta^+ - \beta^-)$ moyen augmente. Cependant, la corrélation n'est pas parfaite. À titre d'exemple, le gamma moyen du groupe 5, bien que négatif (-0,646956), est supérieur à

celui du groupe 6 (-0,961932). Pourtant, le groupe 6 obtient un meilleur résultat en terme de $(\beta^+ - \beta^-)$ avec -0,063886 comparativement à -0,093012 pour le groupe 5.

Pour s'assurer que ces résultats ne constituent pas qu'une simple erreur attribuable au comportement exceptionnel d'un fonds, un reclassement des portefeuilles s'impose. Le tableau 5.3 a été constitué et a essentiellement la même structure que le tableau 5.2, à l'exception que les groupes sont formés en fonction du $(\beta^+ - \beta^-)$ observé plutôt que d'être trié en terme de gamma. Ainsi, les fonds constituant les groupes 5 et 6 ne sont théoriquement plus nécessairement les mêmes que ceux du groupe 5 et 6 du tableau 5.2. Dans les faits, il s'avère qu'effectivement aucun des fonds qui étaient dans les groupes 5 et 6 du tableau 5.2 ne se retrouvent à nouveau dans les groupes 5 et 6 au tableau 5.3.

Tableau 5.3
Résultats des portefeuilles regroupés selon leur $(\beta^+ - \beta^-)$
en matière d'anticipation de marché

Groupe	$(\beta^+ - \beta^-)$ moyen	α moyen	β^- moyen	β^+ moyen	γ moyen	Rang en terme de γ moyen
1	0,331904	-0,000503	0,820682	1,152586	2,293295	1
2	0,20204	-0,002069	0,835616	1,037657	0,817247	2
3	0,093985	-0,003032	0,951551	1,045536	0,513846	3
4	-0,000309	-0,00183	0,805832	0,805522	-0,378303	4
5	-0,068497	0,001572	0,775189	0,706692	-0,721839	6
6	-0,141739	-0,00429	1,088518	0,946779	-0,628322	5
7	-0,346668	0,001503	1,012451	0,665784	-2,357153	7

L'étude du tableau 5.3 dévoile en premier lieu qu'il est plus difficile d'observer une relation claire entre $(\beta^+ - \beta^-)$ et alpha qu'il ne l'était de relier le comportement de gamma et de alpha (tableau 5.2).

Bien que gamma et $(\beta^+ - \beta^-)$ convergent en quelque sorte vers les mêmes résultats, le tableau 5.3 confirme que la corrélation entre ces deux mesures n'est pas parfaite. Le 5^{ème} rang en terme de γ revient au groupe qui se classe pourtant 6^{ème} en terme de $(\beta^+ - \beta^-)$.

5.2 Relation entre γ et β^-

Le tableau 5.2 présenté précédemment montrait que les portefeuilles ayant présenté la plus forte coasymétrie, tel qu'estimé par gamma, ont un β^- moyen inférieur à 1. Plutôt que de mettre l'accent sur le niveau de β^- moyen, le tableau 5.4 se concentre pour sa part sur la variabilité de β^- selon le niveau de coasymétrie. Les portefeuilles à l'étude ont été triés par ordre de gamma observé, puis classés en trois groupes de 7 fonds. Le β^- le moins élevé parmi les 7 fonds de chaque groupe est rapporté au tableau. Il en est ainsi pour le β^- le plus élevé également. La dernière ligne du tableau 5.4 présente l'écart entre ces deux chiffres. Plus la coasymétrie est élevée, plus cet écart se rétrécit. La section 6.3 traite de ce phénomène.

Tableau 5.4

Variabilité de β^- à l'intérieur de groupes présentant différents niveaux de coasymétrie

	Niveau de coasymétrie		
	Groupe γ faible	Groupe γ moyen	Groupe γ élevé
Gamma moyen	-1,540660	-0.139736	1,482726
β^- moyen	0,811777	1,019671	0,864198
β^- minimum	0,318670	0,829229	0,752681
β^- maximum	1,263059	1,502611	0,997467
Max – Min	0,944389	0,673382	0,244786

5.3 Relation entre γ et β^+

Le tableau 5.5 a la même forme que le tableau 5.4. Il présente pour sa part la variabilité de β^+ selon le niveau de coasymétrie. Les mêmes trois groupes de 7 fonds sont représentés. Le β^+ le moins élevé et le plus élevé parmi les 7 fonds de chaque groupe sont rapportés au tableau. La dernière ligne du tableau présente l'écart entre ces deux chiffres. À nouveau, plus la coasymétrie est élevée, plus l'écart présenté à la dernière ligne du tableau se rétrécit. La section 6.3 traite de ce phénomène.

Tableau 5.5

Variabilité de β^+ à l'intérieur de groupes présentant différents niveaux de coasymétrie

	Niveau de coasymétrie		
	Groupe γ faible	Groupe γ moyen	Groupe γ élevé
Gamma moyen	-1,540660	-0.139736	1,482726
β^+ moyen	0,617567	1,014551	1,093834
β^+ minimum	0,329179	0,745982	0,878178
β^+ maximum	1,068778	1,353107	1,216239
Max – Min	0,739599	0,607126	0,338061

Chapitre 6 Discussion

L'utilisation d'une droite de marché linéaire et du MÉDAF pour caractériser les rendements d'un portefeuille peuvent engendrer certains problèmes d'interprétation. L'examen des figures 6.1 et 6.2 permet de saisir la nature de ces problèmes. La figure 6.1 présente la relation entre la prime de rendement d'un des fonds de l'échantillon (primep) et la prime de rendement du marché (primem) pour la deuxième moitié de la période à l'étude (du 1^{er} juillet 2002 au 31 janvier 2006). Deux modèles y sont représentés : le modèle à un indice (droite « *fitted values* ») ainsi que le modèle quadratique de Treynor-Mazuy (courbe « *predicted y* »).

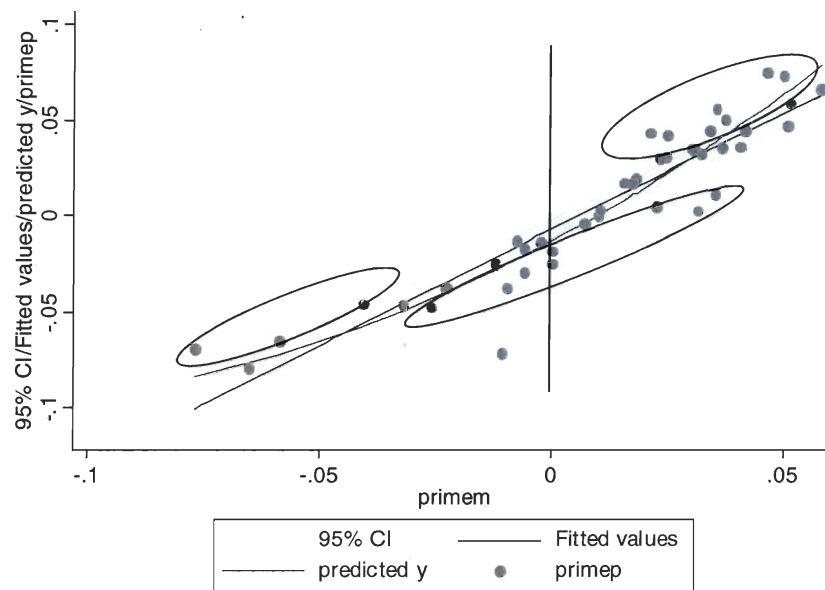


Fig. 6.1 – Relation entre la prime de rendement d'un des fonds de l'échantillon présentant un gamma positif et la prime de rendement du marché selon le modèle à un indice et selon le modèle de Treynor-Mazuy (de juillet 2002 à janvier 2006).

Le modèle à un indice de la figure 6.1 (droite « *fitted values* ») suppose une relation linéaire entre le rendement du marché et le rendement du fonds. La zone grise représente l'intervalle de confiance de cette droite à 95%. Le modèle de régression quadratique est

utilisé ici comme modèle de prévision. Les paramètres de ce modèle ont été estimés à priori à partir des données appartenant à la première moitié de la période à l'étude (du 1^{er} décembre 1998 au 30 juin 2002). La figure 6.1 vérifie si les paramètres estimés à partir des données de ce premier sous-échantillon sont utiles pour représenter les rendements au cours de la période subséquente (rendements du 1^{er} juillet 2002 au 31 janvier 2006 qui sont représentés par des points sur la figure 6.1). Sur cette figure, trois zones de données sont entourées. Ces données sont situées à l'extérieur de l'intervalle de confiance du modèle linéaire et tendent à justifier plutôt l'utilisation d'un modèle quadratique.

La figure 6.1 fait également ressortir qu'en présence d'un portefeuille qui présente un comportement quadratique par rapport au rendement du marché (coefficient gamma significativement différent de zéro), le fait de tracer une droite plutôt qu'une courbe quadratique dans un nuage de points peut surestimer ou sous-estimer l'ordonnée à l'origine (alpha). L'explication réside dans le fait que le modèle quadratique incorpore une variable explicative de plus que le modèle linéaire. En effet, l'ajout d'une variable explicative significativement positive (gamma supérieur à zéro) entraîne une diminution de la portion non-expliquée de la régression (alpha). La figure 6.2 représente le degré de surestimation de l'ordonnée à l'origine en pourcentage pour les 21 portefeuilles à l'étude. Le degré de surestimation est obtenu en soustrayant l'ordonnée à l'origine du modèle quadratique de l'ordonnée à l'origine du modèle linéaire (alpha de Jensen).

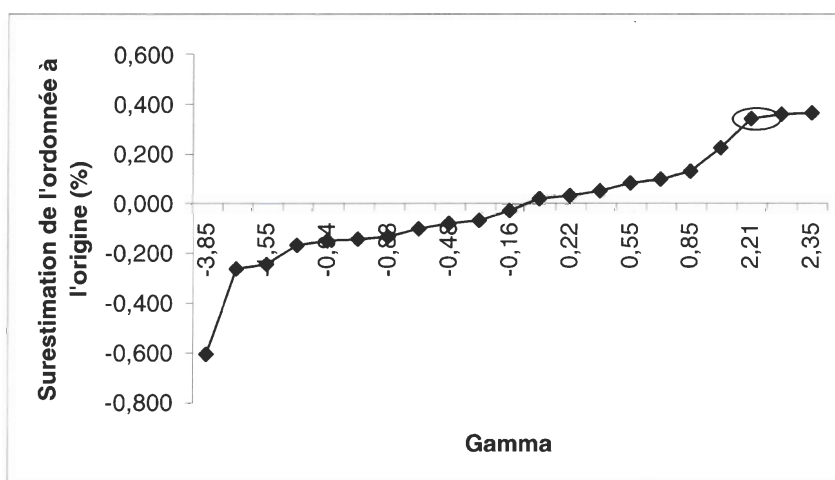


Fig. 6.2 – Degré de surestimation de l'ordonnée à l'origine (modèle linéaire par rapport au modèle quadratique) en fonction de gamma.

Évaluer les performances d'un gestionnaire sur la base du alpha de Jensen peut mener à de sérieuses erreurs d'interprétation. La figure 6.2 met en évidence que lorsque gamma est élevé pour un portefeuille donné (comportement quadratique), le alpha de Jensen (régression linéaire simple) est beaucoup plus élevé que l'ordonnée à l'origine de la régression quadratique. À titre d'exemple, un des portefeuilles de l'échantillon a présenté un gamma de 2,21 et a dégagé un alpha mesuré par le modèle à un indice (modèle linéaire) de 0.15%. L'interprétation la plus souvent fournie est que le gestionnaire a été habile dans la sélection de titre. Or, le comportement de ce fonds n'étant pas linéaire, il est beaucoup mieux représenté par une relation quadratique. L'ordonnée à l'origine du modèle quadratique de Treynor-Mazuy est de -0,20% (significativement inférieure par conséquent au alpha traditionnel). En se limitant au modèle linéaire, l'habileté à sélectionner des titres pourrait par conséquent être surestimée tel qu'illustré par le point entouré sur la figure 6.2.

La figure 6.3 s'apparente à la figure 6.2, mais est produite à partir de la mesure $(\beta^+ - \beta^-)$. L'utilisation du modèle $(\beta^+ - \beta^-)$ entraîne l'ajout de variables explicatives et cet ajout semble à nouveau avoir un impact sur le alpha de la régression :

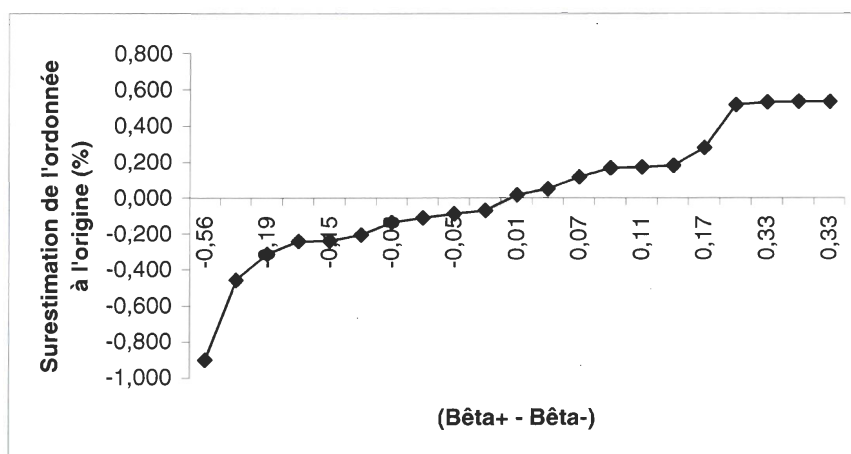


Fig. 6.3 - Degré de surestimation de l'ordonnée à l'origine (modèle linéaire par rapport au modèle $(\beta^+ - \beta^-)$) en fonction de $(\beta^+ - \beta^-)$.

Comme le disent Waring et Siegel (2006), le alpha (du modèle linéaire) « résulte des déviations du gestionnaire du contenu de l'indice par la sélection de titre ou par *beta*

*timing*³⁰ »³¹. Plutôt que d'être habile à sélectionner des titres, certains gestionnaires dont les performances sont représentées à la figure 6.2 ont mis à profit leur talent pour l'anticipation du marché et ont obtenu de bons résultats à ce chapitre lorsque le gamma est utilisé pour en juger. Les sections qui suivent se concentrent justement sur l'étude de la qualité de l'information que signale le gamma à propos de l'anticipation de marché pour l'échantillon visé par la présente étude en comparaison de l'information obtenue par les mesures β^+ et β^- .

6.1 Comparaison de gamma (γ) et de ($\beta^+ - \beta^-$) pour mesurer l'habileté à anticiper le marché dans un contexte canadien

La mesure ($\beta^+ - \beta^-$) nous renseigne sur la différence du comportement d'un portefeuille selon que la prime de rendement de l'indice de marché ($r_m - r_f$) évolue en territoire positif ou négatif. Le gamma constitue pour sa part un estimé de la coasymétrie du portefeuille, c'est-à-dire la covariance de la prime de rendement du portefeuille avec le carré de la prime de rendement du marché (volatilité du marché).

Le groupe 4 du tableau 5.2 présente très peu de coasymétrie (gamma près de zéro). Ce groupe présente également un β^+ (1,158118) presque égal au β^- (1,164621). La différence ($\beta^+ - \beta^-$) est ainsi près de zéro.

Ce résultat s'explique de la façon suivante. D'une part, lorsque la volatilité est élevée, la prime de rendement du marché ($r_m - r_f$) est souvent, mais pas toujours, négative (voir GJR (1993) ainsi que Ang et al. (2006)). D'autre part, un gamma près de zéro implique que le comportement du portefeuille est essentiellement le même que l'on soit en période où les rendements du marché sont stables ou volatiles. Ainsi, pour un portefeuille dont la réponse aux périodes de forte volatilité est faible (gamma près de zéro), on peut s'attendre à ce que β^- (le comportement du portefeuille en périodes où les primes de rendement du marché sont négatives (volatilité souvent, mais pas toujours, élevée)) ne soit pas totalement différent de

³⁰ L'auteur utilise l'expression "*beta timing*" plutôt qu'anticipation de marché. Les décisions de "*beta timing*" consistent en des changements du bêta du portefeuille par le gestionnaire pour profiter d'une sous-exposition lorsqu'il anticipe que le marché offrira une sous-performance et d'une sur-exposition dans le cas contraire.

³¹ Traduction libre.

β^+ (comportement du portefeuille lorsque les primes de rendement du marché sont positives (périodes où les marchés sont souvent, mais pas toujours, stables)). Nécessairement, si β^- et β^+ se ressemblent, $(\beta^+ - \beta^-)$ tend vers zéro.

Ainsi, pour un même groupe, la mesure gamma et la mesure $(\beta^+ - \beta^-)$ permettent de tirer essentiellement les mêmes conclusions à propos du talent d'anticipation de marché. Rappelons que si le bêta haussier est significativement supérieur au bêta baissier (et par le fait même $(\beta^+ - \beta^-)$ significativement supérieur à 0), un talent pour l'anticipation de marché est démontré (voir Stevens et Finn (1990)). Pour tous les groupes présentés au tableau 5.2, les mêmes conclusions sont obtenues pour les deux modèles. Par exemple, les groupes 1 à 3 sont les seuls à présenter des coefficients gamma moyens positifs. Ils sont également les seuls à présenter des β^+ moyens - β^- moyens supérieurs à 0. Ces deux modèles ou mesures convergent vers les mêmes conclusions pour juger de l'habileté à anticiper le marché.

Cette tendance qui se dégage en regroupant les fonds tel qu'au tableau 5.2 est confirmée lorsqu'on étudie un à un les fonds dont le coefficient gamma est statistiquement significatif. Cinq fonds répondent à ce critère et leurs résultats sont présentés au tableau 6.1.

Tableau 6.1

Gamma (γ) et $(\beta^+ - \beta^-)$ observés pour les cinq fonds de l'échantillon dont le gamma est statistiquement significatif (positif ou négatif)

Fonds	Gamma	p>t (pour gamma)	$(\beta^+ - \beta^-)$
A	-3,847632	0,015	-0,561427
B	-1,551345	0,028	-0,194281
C	2,207549	0,000	0,333107
D	2,317874	0,001	0,330070
E	2,354461	0,001	0,332534

Les résultats en terme de gamma sont cohérents avec les $(\beta^+ - \beta^-)$ observés pour les cinq fonds présentés au tableau 6.1. La corrélation entre ces deux mesures pour ces cinq observations est de 0.9992. Bien entendu, il serait hasardeux de conclure pour autant en la capacité d'anticiper ou non le marché de la part de ces gestionnaires. Il y a bien présence de coasymétrie. Les résultats en terme de bêta baissier et bêta haussier confirment de plus que le comportement de ces fonds varie selon le régime de marché. Il faut cependant rappeler que le modèle quadratique de Treynor-Mazuy peut parfois signaler à tort la présence d'habiletés d'anticipation de marché, puisqu'il n'y a pas que cette dernière qui puisse être à l'origine de la coasymétrie. La coasymétrie est parfois tout simplement attribuable à la structure du portefeuille et aux réactions de celui-ci aux fluctuations de l'indice de marché, comme c'est le cas lorsque le gestionnaire utilise des stratégies dynamiques de portefeuilles ou a recours aux produits dérivés. Mais la source de cette coasymétrie mesurée par gamma importe peu pour la présente étude, le but n'étant pas de déterminer si gamma mesure bien l'anticipation de marché, mais plutôt de déterminer s'il nous renseigne sur le comportement d'un portefeuille selon les différents régimes de marché. Les portefeuilles réagissent différemment selon les régimes de marchés. La section 6.2 discute en détail de la variabilité de ces réactions en fonction du niveau de gamma.

6.2 Bêta baissier (β^-) et bêta haussier (β^+)

Le tableau 5.2 a confirmé l'existence du lien attendu entre gamma et β^- . La figure 6.4 présente ce lien pour les 21 portefeuilles à l'étude. Le bêta baissier (β^-) tend à diminuer lorsque gamma augmente.

La figure 6.4 met également en évidence que tous les portefeuilles ayant présenté un gamma positif ont un β^- inférieur à 1. Un coefficient β^- inférieur à 1 signifie que le portefeuille recule en général moins que le marché lorsque la prime de rendement du marché est négative.

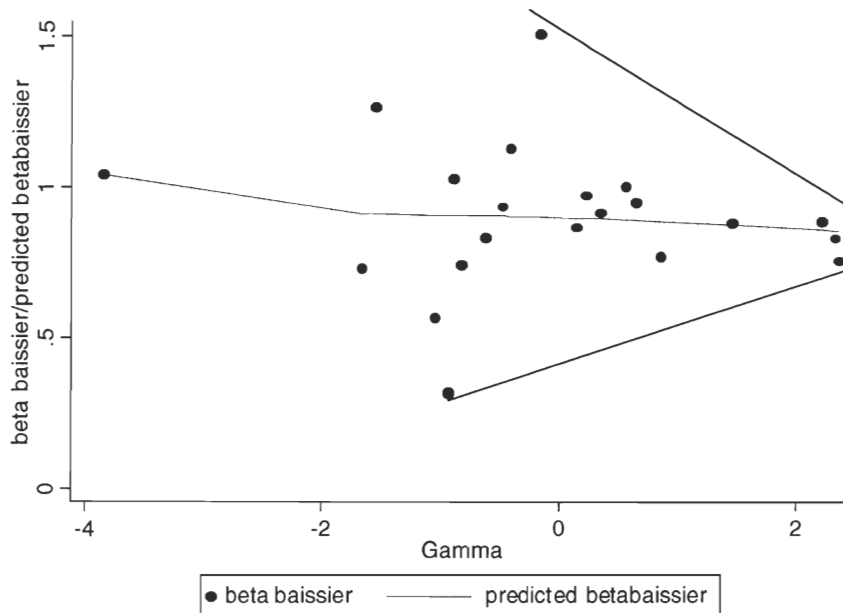


Fig. 6.4 – Relation entre β et gamma pour les 21 portefeuilles à l'étude.

La situation est cependant moins claire pour les portefeuilles dont la coasymétrie est négative (gamma négatif). Tel que présentée au tableau 5.4, la figure 6.4 rappelle que la fourchette de β observés est plus large. Lorsqu'un portefeuille présente une coasymétrie négative, il tend à générer des rendements moins intéressants que ceux du marché lorsque la volatilité du marché est élevée. Bien qu'elles le soient souvent, les périodes où la volatilité est élevée ne sont pas toujours des périodes de marché baissier. C'est ce qui explique pourquoi β n'est pas toujours supérieur à 1 lorsque gamma est négatif. Comme le soulignent Ang et al. (2006), « la volatilité du marché traite le risque haussier et le risque baissier symétriquement, ce qui fait qu'aussi bien un mouvement extrême haussier qu'un mouvement baissier extrême du marché démontrent la même volatilité. Ainsi, les prix des actions [fonds dans le cas présent] qui présentent une importante coasymétrie négative tendent à diminuer quand le marché baisse, mais aussi lorsque le marché monte. Bêta baissier [β] se concentre pour sa part uniquement sur le premier effet explicitement en ne considérant que les cas de baisse »³². C'est pourquoi gamma et β ne suggèrent pas toujours les mêmes conclusions. Il peut arriver qu'un portefeuille qui présente un gamma négatif

³² Traduction libre

présente pourtant un β^- inférieur à 1 si, par exemple, β^+ est lui aussi inférieur à 1, ce qui confirme que le gestionnaire n'anticipe pas avec succès les fluctuations du marché. Ang et al. (2006) continuent en disant : « lorsque la coasymétrie est faible [gamma négatif statistiquement significatif], il y a un large éventail de β^- parce qu'il y a une grande étendue de possibilités pour la volatilité de représenter de grands changements négatifs comme de grands changements positifs »³³.

La figure 6.5 présente pour sa part le bêta haussier (β^+) observé pour les 21 fonds de l'échantillon. Un seul fonds ayant présenté un gamma positif a tout de même obtenu un bêta haussier inférieur à 1. Mais de façon générale, lorsque gamma est positif, β^+ est supérieur à 1.

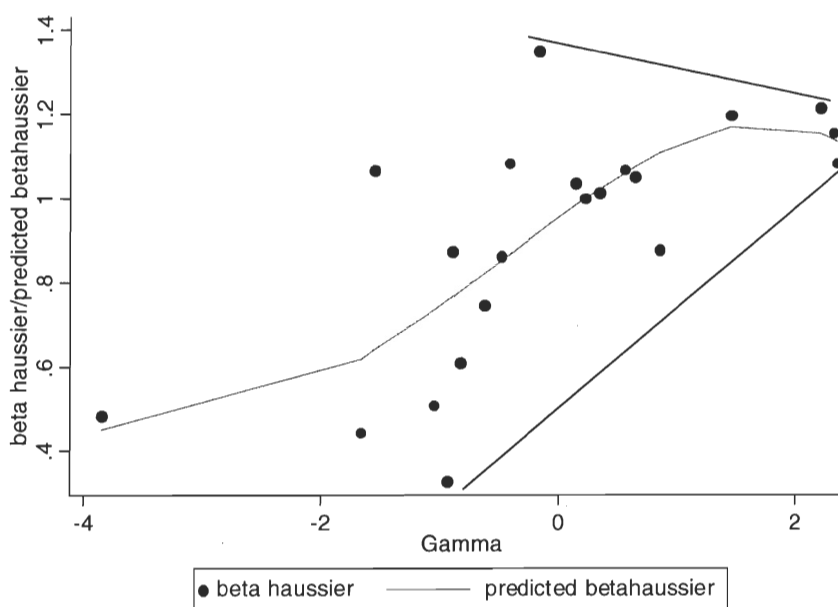


Fig. 6.5 - Relation entre β^+ et gamma pour les 21 portefeuilles à l'étude.

Le tableau 5.5 (section 5.3) mettait en évidence que β^+ variait plus fortement dans les groupes présentant une forte coasymétrie négative. La figure 6.5 illustre bien la fourchette plus large de β^+ pour les coefficients gamma inférieurs à zéro (portefeuilles qui réagissent mal à la volatilité).

³³ Traduction libre

Conclusion

En résumé, le fait de tracer une droite dans un nuage de point qui serait mieux représenté par une équation quadratique risque d'entraîner des interprétations hasardeuses au sujet des talents de sélection de titres. Certains alpha élevés ne sont en réalité attribuables qu'à l'anticipation de marché et non à la sélection de titre. Il faut prendre en considération la forme de la relation qui unit les rendements du portefeuille aux rendements du marché avant de tirer des conclusions. Le talent d'anticipation de marché du gestionnaire est souvent estimé à l'aide du modèle quadratique de Treynor et Mazuy (1966). La prudence s'impose également dans l'interprétation des coefficients calculés à partir de ce modèle.

D'abord, les études antérieures ont révélé que lorsque le coefficient du terme quadratique (gamma) est positif, il est imprudent de ne se limiter qu'à cette donnée pour conclure que le gestionnaire a du talent en anticipation de marché. Gamma estime la contribution marginale de la coasymétrie aux primes de rendements du portefeuille. La coasymétrie ne mesure pas à proprement parler le talent d'anticipation de marché. Elle est parfois tout simplement attribuable à la structure du portefeuille et aux réactions de celui-ci aux fluctuations de l'indice de marché, comme c'est le cas lorsque le gestionnaire utilise des stratégies dynamiques de portefeuilles ou a recours aux produits dérivés par exemple.

Ensuite, bien qu'il soit évident lorsque gamma est négatif que le gestionnaire n'a su anticiper correctement le marché et en tirer profit, on ne peut connaître la source de ses faiblesses. C'est ce qui ressort de la présente étude du comportement entre le 1^{er} décembre 1998 et le 31 janvier 2006 d'un échantillon de 21 fonds d'actions canadiennes. En effet, lorsqu'un portefeuille présente un gamma négatif, il est impossible de conclure sur la base du modèle quadratique si le gestionnaire a moins bien anticipé les hausses de marché ou s'il est moins habile à prévoir les baisses de marché.

Pour déterminer le comportement des fonds selon le régime de marché, un modèle concurrent permettant de calculer le bêta baissier (β^-) et le bêta haussier (β^+) a été utilisé. Bien que les deux modèles (quadratique et $\beta^+ - \beta^-$) convergent vers les mêmes conclusions en ce qui concerne l'interprétation courante qui est faite en terme de talents d'anticipation

de marché, un coefficient gamma positif renseigne davantage l'investisseur sur la nature de ce talent qu'un coefficient négatif ne permet de connaître la nature des faiblesses dans l'anticipation de marché d'un gestionnaire. Autrement dit, les gestionnaires ayant dégagé un coefficient gamma positif ont majoritairement obtenu d'excellents résultats tant en période haussière que baissière (β^- inférieur à 1 et β^+ supérieur à 1). Au contraire, le portefeuille de plusieurs gestionnaires présentant un gamma négatif obtient malgré tout un β^- inférieur à 1 (β^+ étant dans ces cas inférieur à 1). D'autres fonds pour lesquels gamma est négatif génèrent pour leur part un β^+ supérieur à 1 (β^- étant lui aussi supérieur à 1).

En d'autres mots, pour la période s'échelonnant entre le 1^{er} décembre 1998 et le 31 janvier 2006, les fonds canadiens de l'échantillon ayant présenté un gamma positif ont tous moins reculé que le marché lorsque celui-ci était en baisse ($\beta^- < 1$). Comme gamma mesure la réponse d'un portefeuille à la volatilité et que la prime de rendement du marché en période de forte volatilité est souvent négative (voir Glosten et al. (1993)), un gamma supérieur à zéro nous renseigne beaucoup sur le comportement d'un portefeuille en période de marché baissier.

Par contre, on ne peut pas en dire autant pour les fonds qui ont obtenu un gamma négatif. Il serait hasardeux de ne considérer que le coefficient gamma pour tirer des conclusions. Certains fonds ont très bien performé face à un marché baissier en présentant un β^- inférieur à 1 mais ont adopté une stratégie tellement défensive qu'ils n'ont pas profité des reprises de marché (bêta haussier inférieur à 1). D'autres fonds ont pour leur part présenté un gamma négatif parce qu'ils réagissent très mal aux marchés baissiers seulement. Et d'autres réagissent plus que le marché tant à la hausse qu'à la baisse. L'éventail des possibilités face à un gamma négatif est large.

Bien entendu, la faible taille de l'échantillon retenu constitue un obstacle à la représentativité de ces conclusions. Peu de fonds purs d'actions canadiennes présentent un historique suffisamment long pour avoir traversé un minimum acceptable de marchés haussiers et de marchés baissiers. Aussi, un très grand nombre de fonds appartenant à la catégorie des fonds d'actions canadiennes comportent d'importantes positions en actions étrangères et n'ont pu être retenus pour faire partie de l'échantillon.

En conclusion, le pouvoir explicatif de la mesure de Treynor et Mazuy (1966) a ses limites. À partir du même échantillon, il ne serait pas étonnant qu'une approche à plusieurs facteurs comme celle de Fama et French (1993) et de Carhart (1997) ou encore une version conditionnelle du MÉDAF tel que celle utilisée par Jagannathan et Wang (1996) mène à des conclusions très différentes. Bien que plus récentes, ces trois dernières démarches ne font évidemment pas l'unanimité elles non-plus. Comme c'est bien souvent le cas dans le monde moderne de la finance, c'est en combinant plus d'un modèle que le maximum d'informations est obtenu.

Annexe I - Fonds purs d'actions canadiennes

Le *Comité de normalisation des fonds d'investissement (IFSC)* a été formé en janvier 1998 par les principales entreprises fournissant des bases de données et des services de recherche sur les Organismes de Placement Collectifs (OPC) au Canada. L'*IFSC* s'est donné pour mandat de normaliser la classification des OPC domiciliés au Canada et son objectif premier est de fournir aux investisseurs un ensemble uniforme de catégories d'OPC.

Sur le site Internet de l'*IFSC* (cifsc.com), les critères suivants pour qu'un fonds appartienne à la catégorie des fonds purs d'actions canadiennes sont énumérés :

Based on median values calculated from observations of fund holdings data over a period of three years, a minimum of 50% of the total assets and 95% of non-cash assets of the portfolio must be in Canadian equities listed on a recognized exchange. In addition, based on median values calculated from observations of fund holdings data over a period of three years, at least half the industry sectors of a recognized security classification scheme should be represented, each at least 50% of the comparable industry sector weighting within the S&P/TSX Composite Index.

Bibliographie

ABEL, A.B. 1993, « Stock prices under time-varying dividend risk: An exact solution in an infinite-horizon general equilibrium model », *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, p. 375-393.

ADMATI A.R., S. BHATTACHARYA, P. PFLEIDERER et S.A. ROSS. 1986, « On timing and Selectivity », *Journal of Finance*, vol. 41, p. 715-732.

ANG, A., J.S. CHEN et Y. XING. 2006, « Downside Risk », *Review of Financial Studies*, vol. 19, p. 1191-1239.

ANG, A., J.S. CHEN et Y. XING. 2002, « Downside Correlation and Expected Stock Return », *EFA 2002 Berlin Meetings Presented Paper* (mars); USC Finance & Business Econ., Document de travail no. 01-25.

ARNOTT, R.D. et P.L. BERNSTEIN. 2002, « What risk premium is “normal”? » *Financial Analysts Journal*, vol. 58, p. 64-85.

ARNOTT, R.D. et R.L. RYAN. 2001, « The Death of the risk premium », *Journal of Portfolio Management*, vol. 27, p. 61-74.

ATHANASSAKOS, G., P. CARAYANNOPOULOS et M. RACINE. 2002, « How Effective is Aggressive Portfolio Management? Mutual Fund Performance in Canada, 1985-1996 », *Canadian Investment Review*, vol. 15, p. 39-49.

BARONE-ADESI, G., P. GAGLIARDINI et G. URGA. 2004, « Testing asset pricing models with coskewness », *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 22, p. 474-485.

BEAULIEU, M.-C., F. COGGINS et M. GENDRON. 2006, « Mutual Fund Daily Conditional Performance: Selectivity and Timing measurements », En révision au *Journal of Financial Research*, disponible sur le site du SSRN.

BHATTACHARYA S. et P. PFLEIDERER. 1983, « A Note on Performance Evaluation », *Technical Report 714*, Stanford University, Graduate School of Business.

BLAKE, D. et A. TIMMERMANN. 2005, « Returns from Active Management in International Equity Markets: Evidence from a Panel of UK Pension Funds », *Journal of Asset Management*, vol. 6, p. 5-20.

BOUDOUKH, J., M. RICHARDSON et T. SMITH. 1993, « Is the Ex Ante Risk Premium Always Positive? A New Approach to Testing Conditional Asset Pricing Models », *Journal of Financial Economics*, vol. 34, p. 387-408.

BRENNAN, M. 1993, « Agency and Asset Pricing », manuscrit non-publié, UCLA et London Business School.

CARHART, M.M. 1997, « On Persistence in Mutual Fund Performance », *Journal of Finance*, vol. 52, p. 57-82.

CHEN, Y., W. FERSON et H. PETERS. 2005, « The Timing Ability of Fixed Income Mutual Funds », Document de travail, Boston College.

COBBAUT, R.. 1997, *Théorie Financière*, 4^e éd., Paris, Economica, 551 p.

COMER G. 2006, « Hybrid Mutual Funds and Market Timing Performance », *Journal of Business*, vol. 79, p. 771-797.

CONNOR G. et R.A. KORAJCZYK. 1991, « The attribute, behavior and performance of US mutual funds », *Review of Quantitative Finance and Accounting*, vol. 1, p. 5-26.

EBNER, M. et T. NEUMANN. 2005, « Time-varying betas of German stock returns », *Financial Markets and Portfolio Management*, vol. 19, p. 29-46.

FAMA, E.F. et K.R. FRENCH. 1992, « The Cross-Section of Expected Stock Returns », *Journal of Finance*, vol. 47, p. 427-466.

FAMA, E.F. et K.R. FRENCH. 1993, « Common risk factors in the returns on bonds and stocks », *Journal of Financial Economics*, vol. 33, p. 3-53.

FERSON, W.E. et R.W. SCHADT. 1996, « Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions », *Journal of Finance*, vol. 51, p. 425-461.

FRANCIS, J.C. et S.H. ARCHER. 1979, *Portfolio Analysis*, Second Ed., Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-Hall, p. 345-358.

GAMBERA, M. 2004, « On Simple Indicators of Investment Performance », *Journal of Performance Measurement*, vol. 8, p. 8-15.

GLOSTEN, L.R., R. JAGANNATHAN et D.E. RUNKLE. 1993, « On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks », *Journal of Finance*, vol. 48, p. 1779-1801.

GRANT, D. 1977, « Portfolio performance and the “cost” of timing decisions », *Journal of Finance*, vol. 32, p. 837-846.

GRINBLATT, M. et S. TITMAN. 1989a, « The Evaluation of Mutual Fund Performance : An Analysis of Quarterly Portfolio Holdings », *Journal of Business*, vol. 62, p. 394-415.

GRINBLATT, M. et S. TITMAN. 1989b, « Portfolio Performance Evaluation, Old Issues and New Insights », *Review of Financial Studies*, vol. 2, p. 396-422.

- GRINBLATT, M. et S. TITMAN. 1994, « A Study of Monthly Mutual Fund Returns and Performance Evaluation Techniques », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 29, p. 419-444.
- GUL, F. 1991, « A Theory of Disappointment Aversion », *Econometrica*, vol. 59, p. 667-686.
- HARVEY, C.R. et A. SIDDIQUE. 1999, « Autoregressive Conditionnal Skewness », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 34, p. 465-487.
- HARVEY, C.R. et A. SIDDIQUE. 2000a, « Time-varying conditional skewness and the market risk premium », *Research in Banking and Finance*, vol. 1, p. 25-58.
- HARVEY, C.R. et A. SIDDIQUE. 2000b, « Conditional Skewness in Asset Pricing Tests », *Journal of Finance*, vol. 55, p. 1263-1295.
- HENRIKSSON R.D. et R.C. MERTON. 1981, « On the Market Timing and Investment Performance of Managed Portfolios II - Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills », *Journal of Business*, vol. 54, p. 513-533.
- HOLTON, G.A. 2003, « Negatively Skewed Trading Strategies », *Derivatives Week*, vol. 12, p. 8-9 et son site Internet riskglossary.com.
- JAGANNATHAN, R. et R. KORAJCZYK. 1986, « Assessing the Market Timing Performance of Managed Portfolios », *Journal of Business*, vol. 59, p. 217-235.
- JAGANNATHAN, R. et Z. WANG. 1996, « The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns », *Journal of Finance*, vol. 51, p. 3-53.
- JENSEN, M.C. 1972, « Optimal Utilization of Market Forecasts and the Evaluation of Investment Portfolio Performance », *Mathematical Methods in Finance*, Szego & Shell (eds.), North Holland Publishing Company.
- KAHANE, Y. 1979, « The Theory of Insurance Risk Premiums », *ASTIN Bulletin*, vol. 10, p. 223-239.
- KON, S.J. et F.C. JEN. 1978, « The investment performance of mutual funds: an empirical investigation of timing, selectivity, and market efficiency », *Journal of Business*, vol. 52, p. 263-289.
- KOZIK, T.J. et A.M. LARSON. 2001, « The N-moment Insurance CAPM », *Proceedings of the Casualty Actuarial Society*, vol. 88, p. 1-32.
- KRAUS, A. et R. LITZENBERGER. 1976, « Skewness Preference and the Valuation of Risk Assets », *Journal of Finance*, vol. 31, p. 1085-1100.

LEIBOWITZ, M.L. 2005, « Alpha Hunters and Beta Grazers », *Financial Analyst Journal*, vol. 61, p. 32-39.

LINTNER, J. 1965, « The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets », *Review of Economics and Statistics*, vol. 47, p. 13-37.

LELAND, H.E. 1998, « Beyond mean-variance: risk and performance measures for portfolios with nonsymmetric return distributions », s. é., Haas School of Business, University of California, Berkely, octobre.

MARKOWITZ, H.M. 1959, *Portfolio Selection*, New York: John Wiley & Sons, Inc., 373 p.

MERTON, R.C. 1981, « On Market Timing and Investment Performance. I. An Equilibrium Theory of Value for Market Forecasts », *Journal of Business*, vol. 54, p. 363-404.

MODIGLIANI, F. et L. MODIGLIANI. 1997, « Risk-Adjusted Performance », *The Journal of Portfolio Management*, vol. 23, p.45-54.

MURALIDHAR, A.S. 2002, « Skill, History and Risk-Adjusted Performance », *Journal of Performance Measurement*, vol. 6.

MURALIDHAR, A.S. 2005, « Greek Alphabet Soup and Risk-adjusted Performance », *Hedgequest*, vol. 1, p. 9-12.

QUANDT, R.E. 1972, « A new approach to estimating switching regression », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 67, p. 306-310.

RACINE, M.D. 1997, « Asset valuation and coskewness in Canada », *Document de travail*, University of Wilfrid Laurier, 34 p.

RACINE, M.D. 1998, « Hedging volatility shocks to the Canadian investment opportunity set », *Quarterly Journal of Business and Economics*, vol. 37, p. 59-79.

RAMSEY, J.B. 1969, « Tests for specification errors in classical linear least-square regression analysis », *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 31, p. 350-371.

ROBINSON, M.J. et B.F. SMITH. 1993, *Canadian Capital Markets*, London, Ontario, University of Western Ontario, Western Business School, 152 p.

ROSS, S.A. 1976, « The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing », *Journal of Economic Theory*, vol. 13, p. 341-360.

STEVENS, J.L. et M.T. FINN. 1990, « Investment Performance of an Extreme Value Market Timing Approach », *Journal of Financial Planning*, vol. 3, p. 28-35.

TOPSACALIAN, P. 1996, *Les Indices Boursiers sur Actions*, Paris, Economica, 112 p.

TREYNOR, J.L. et K. MAZUY. 1966, « Can Mutual Funds Outguess the Market? », *Harvard Business Review*, vol. 44, p. 131-136.

VINES, T.W., C.-H. HSIEH et J.J. HATEM. 1994, « The Role of Systematic Covariance and Coskewness in the Pricing of Real Estate: Evidence from Equity REITs », *Journal of Real Estate Research*, vol. 9, p. 421-430.

WANG, K.Q. 2005, « Multifactor Evaluation of Style Rotation », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 40, p. 349-372.

WARING, B. et L.B. SIEGEL. 2006, « The Myth of the Absolute-Return Investor », *Financial Analyst Journal*, vol. 62, p. 14-21.

WRIGHT, C. 2005, « Fresh and Juicy, alpha is sweet, but there may not be enough to go around », *CFA Magazine*, vol. 16, p. 26-35.

ZIJIAN, Y. 2004, « Stock Returns under Markov Regime Switching Model », Document de travail, University of Essex.

Sites Internet:

HOLTON, G.A. www.riskglossary.com

STEINER, A. www.andreassteiner.net/performanceanalysis

Site du Comité de normalisation des fonds d'investissement (IFSC) : www.cifsc.com

Site du fabricant de logiciel Cortosys : www.cortosys.fr/fund/indice.htm