UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

UN TEST DU MODÈLE D'ÉVALUATION PAR ARBITRAGE SUR LA BASE DE DONNÉES DE FIRMES INDIVIDUELLES

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

THI BICH HANH LE

JUILLET 2011

REMERCIEMENTS

Ce mémoire a été réalisé grâce à l'aide de plusieurs personnes.

Je veux sincèrement remercier mon directeur de recherche, Steve Ambler, professeur au Département des sciences économiques à l'Université du Québec à Montréal, qui a toujours été disponible pour répondre à mes questions. Ses suggestions ont été aussi précieuses qu'importantes durant la réalisation de ce mémoire.

Je tiens également à remercier le Programme Canadien de Bourses de la Francophonie pour m'avoir donné la chance de venir étudier à Montréal. Ils ne m'ont pas seulement financée mais m'ont aussi toujours encouragée pendant mon séjour à Montréal.

Je remercie les professeurs des cours que j'ai suivis dans le cadre de mon programme pour avoir approfondi mon intérêt en économique.

Je remercie aussi Mme Martine Boisselle pour avoir toujours été disponible quand j'ai eu besoin de son aide.

Enfin, je veux remercier ma famille et mes amis pour leur soutien moral.

TABLE DES MATIÈRES

REMERCIEMENTS ii

TABLE DES MATIÈRES iii

LISTE DES TABLEAUX v

LISTE DES FIGURES vi

RÉSUMÉ vii

INTRODUCTION 1

CHAPITRE I
THÉORIE D'ÉVALUATION DES ACTIFS 4

1.1 Modèle à facteurs 4

1.1.1 Modèle à un seul facteur 4

1.1.2 Modèle à multi facteurs 5

1.2 Modèle d'évaluation des actifs financiers (MÉDAF) 6

1.2.1 Hypothèses du MÉDAF 6

1.2.2 Dérivation du MÉDAF 7

1.3 Modèle d'évaluation par arbitrage (MÉA) 12

1.3.1 Hypothèses du MÉA 12

1.3.2 Intuition du modèle MÉA 13

1.4 Lien entre le MÉA et le MÉDAF 17

CHAPITRE II
TESTS EMPIRIQUES 19

2.1 Test de Black, Jensen et Scholes (1972) 19

2.2 Test de Fama et MacBeth (1973) 21

2.3 La critique de Roll 23

2.4 Test de Fama et French (1992, 1993) 24

2.5 Test de Ferson et Harvey (1999) 27

CHAPITRE III
DONNÉES ET TEST D'UN MODÈLE D'ÉVALUATION PAR ARBITRAGE À TROIS FACTEURS 29

3.1 Méthodologie 29

3.2 Données 31

3.3 Résultats 34

CONCLUSION 39

BIBLIOGRAPHIE 40

LISTE DES TABLEAUX

Tableau Page

2.1 Coefficients de régression en coupe transversale et leurs t values 20

2.2 Période de formation des portefeuilles, d'estimation, et de test 23

2.3 Les rendements moyens, les bêtas, et les tailles moyennes des portefeuilles regroupés selon la taille et puis le bêta pour la période allant de juillet 1963 à décembre 1990.......... 25

3.1 Statistiques descriptives relatives aux trois facteurs r1, r2, et r3 pour la période allant de janvier 1989 à novembre 2008 (239 mois) 32

3.2 Statistiques descriptives relatives aux cinq variables instrumentales Z1, Z2, Z3, Z4, et Z5 pour la période allant de Janvier 1989 à Novembre 2008 (239 mois)..................... 33

3.3 Régression en séries chronologiques 35

3.4 Régression en coupe transversale pour la période globale et quatre sous – périodes......... 37

LISTE DES FIGURES

Figure Page

1.1 La droite SML 7

1.2 Droite de marché des capitaux CML 9

1.3 Courbe de combinaison entre le portefeuille de marché et l'actif risqué 11

1.4a MÉA à un facteur unique 13

1.4b MÉA à un facteur unique 15

1.5 MÉA à deux facteurs 16

RÉSUMÉ

Suite à une revue de la littérature consacrée à la théorie moderne du portefeuille et aux tests empiriques du modèle d'évaluation des actifs financiers (MÉDAF) et du modèle d'évaluation des actifs par arbitrage (MÉA), nous avons constaté que lors des tests du MÉDAF et du MÉA, les actifs sont le plus souvent regroupés en portefeuilles. Cette méthode présente plusieurs problèmes économétriques. Ainsi, la procédure de regroupement des actifs en portefeuilles provoque la perte des informations sur les actifs individuels.

Black (1972), Fama et MacBeth (1973), Fama et French (1992, 1993) ont mené des tests empiriques considérables. Black (1972) et Fama et MacBeth (1973) ont procédé à divers tests du Modèle d'Évaluation Des Actifs Financiers (MÉDAF). Les résultats obtenus à l'issue de ces tests ont démontré la validité du modèle. Pourtant, plusieurs critiques comme Litzenberger et Ramaswamy (1979), de Lo et MacKinlay (1990), et de Berk (1995, 1998) se sont élevées pour remettre en question le modèle et la méthode utilisée pour traiter les données recueillies. Fama et French (1992, 1993) eux-mêmes ont finalement rejeté le MÉDAF et proposé un modèle qui constitue une extension du MÉDAF. Ce modèle de Fama et French (1992, 1993) améliore grandement le MÉDAF, mais la méthode mise en œuvre lors des tests empiriques présente encore certaines limites.

L'objectif de ce mémoire est de procéder à un test du modèle d'évaluation par arbitrage sans regrouper les actifs pour éviter les écueils rencontrés dans le cadre d'une démarche où ils sont regroupés. Le modèle testé dans ce mémoire est un modèle d'évaluation par arbitrage à trois facteurs, soit : le taux de croissance mensuel de la production industrielle, le taux d'inflation et le taux de chômage. Nous avons également pris en compte les variables instrumentales pour intégrer un plus grand nombre d'informations de marché dans le modèle.

À la lumière des résultats obtenus, nous affirmons que le modèle est inadéquat. La moyenne de l'interception des régressions en coupe transversale n'est pas significativement différente de zéro. Ce résultat indique que le modèle doit intégrer d'autres facteurs.

Mots clés: modèle d'évaluation des actifs financiers, modèle d'évaluation par arbitrage, modèle à facteurs, théorie moderne du portefeuille.

INTRODUCTION

Sur le marché financier, l'investisseur cherche à optimiser ses choix d'un portefeuille sur la base de l'espérance du rendement et du risque. La théorie du choix optimal d'un portefeuille est développée par Markowitz (1959) et devenue la base de la théorie moderne du portefeuille. Les concepts de frontière efficiente, bêta, droite de marché des capitaux, et droite de marché des titres sont les valeurs associées à cette théorie.

Le modèle d'évaluation des actifs financiers, ou le MÉDAF, de Sharpe (1964), Lintner (1965), et Mossin (1966) est la dérivation de la théorie moderne du portefeuille. Le MÉDAF permet de calculer la prime de risque des actifs reposant sur la prise en compte des possibilités de diversification. Il permet aussi d'évaluer l'efficacité des actifs ou des portefeuilles.

Depuis les années 70, plusieurs tests rigoureux du MÉDAF ont à la fois illustré le pouvoir explicatif important de ce modèle et la présence de certaines anomalies. Nous pouvons citer ici les tests considérables comme celui de Black, Jensen et Scholes (1972), de Fama et McBeth (1973), et de Fama et French (1992, 1993).

Le MÉDAF est la dérivation accomplie de la théorie moderne du portefeuille mais il a de nombreux problèmes dans la mise en œuvre. De nombreuses recherches ont mis en évidence des comportements du marché financier incompatibles avec le MÉDAF. Selon le MÉDAF, le rendement excédentaire d'un actif ne dépend pas de sa variance mais de son facteur bêta, qui dépend de sa variance avec le portefeuille de marché. En réalité, les études empiriques ont trouvé d'autres facteurs complémentaires qui expliquent le rendement de l'actif. Banz (1981) a trouvé la significativité de l'effet de taille. Fama et French (1992, 1993) ont montré la significativité du ratio Valeur Comptable / Valeur de Marché et de la Capitalisation Boursière. En plus, d'après Roll (1977), il est impossible de tester le MÉDAF à cause des problèmes fondamentaux comme l'impossibilité de l'observation du vrai portefeuille de marché ou bien la tautologie de la théorie.

Le modèle d'évaluation par arbitrage, ou le MÉA, est proposé par Ross (1976) et considéré comme un modèle alternatif du MÉDAF. La condition fondamentale du MÉA est l'absence d'opportunités d'arbitrage, c'est-à-dire qu'il n'existe pas un portefeuille à rendement positif qui est gratuit et sans risque. Roll et Ross (1980) sont les premiers qui ont étudié empiriquement le MÉA. La méthode qu'ils ont utilisée était similaire à celle du test de MÉDAF de Black, Jensen, et Scholes (1972).

Black, Jensen, et Scholes (1972), Fama et McBeth (1973), Fama et French (1992, 1993) ont calculé le facteur bêta pour les portefeuilles et les ont utilisés pour la régression en coupe transversale dans leurs travaux empiriques. Les portefeuilles sont les groupes des actifs qui ont quelques caractères similaires. En fait, l'estimateur de bêta est plus précis pour les portefeuilles que pour les actifs. Mais selon la théorie de l'économétrie, les informations des actifs se perdent dans les tests où les actifs sont groupés en portefeuilles. Ce désavantage de la méthode est analysé dans les études de Litzenberger et Ramaswamy (1979), de Lo et MacKinlay (1990), et de Berk (1995, 1998).

Ferson et Harvey (1999) ont proposé une méthodologie qui nous permet de faire le test du modèle d'évaluation des actifs sans regrouper les actifs en portefeuilles. En utilisant les variables instrumentales, cette méthodologie permet de garder la nature des rendements des actifs quand nous ne les regroupons pas en portefeuilles.

L'objectif de ce mémoire est de réaliser un test du modèle d'évaluation par arbitrage basé sur la méthodologie de Ferson et Harvey (1999). Elle permet d'analyser directement les rendements des actifs individuels par les facteurs sans besoin de les regrouper en portefeuilles. Nous utilisons la base de données de la période récente du marché financier américain. Le modèle testé est un modèle d'évaluation par arbitrage à trois facteurs. Les trois facteurs choisis sont le taux de croissance mensuel de la production industrielle, le taux d'inflation, et le taux de chômage. Avec ces trois autres facteurs différents que le rendement excédentaire du portefeuille de marché, nous pouvons éviter la tautologie du MÉDAF.

Le premier chapitre est réservé pour présenter la théorie en dérivant les modèles d'évaluation des actifs comme le modèle à facteurs, le MÉDAF, et le MÉA. Le deuxième chapitre aborde les tests empiriques considérables pour voir le point commun des méthodes utilisées et leurs limites. Le troisième chapitre est réservé à l'étude empirique du modèle à trois facteurs, le taux de croissance mensuel de la production industrielle, le taux d'inflation, et le taux de chômage. Ce mémoire se terminera par la conclusion.

CHAPITRE I

THÉORIE D'ÉVALUATION DES ACTIFS

L'évaluation des actifs est une estimation de valeur théorique d'un actif. La valeur d'un actif est estimée par un modèle comme le modèle à facteurs, le modèle d'évaluation des actifs financiers (MÉDAF), le modèle d'évaluation par arbitrage (MÉA). (Notes de cours de Steve Ambler, 2007, et Haugen, 2001). Il y a des différences entre ces modèles mais ils ne sont pas contradictoires.

1.1 Modèle à facteurs

1.1.1 Modèle à un seul facteur

Le modèle à un seul facteur suppose que les rendements des titres soient corrélés par une seule raison, ou un seul facteur. Habituellement, nous supposons que le facteur unique est le rendement du portefeuille de marché. Le rendement de l'actif et le rendement du portefeuille de marché sont reliés par l'équation de la ligne caractéristique.

L'équation de la ligne caractéristique:

$$r_{it} = A + \beta_i r_{M,t} + \varepsilon_{it} \tag{1.1}$$

r_{it} : Rendement de l'actif

$r_{M,t}$: Rendement du portefeuille de marché

A et β : Coefficients

ε_t : Termes d'erreurs

Supposons que les termes d'erreur de deux actifs quelconques sont non – corrélés:

$$Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = 0 \tag{1.2}$$

Il y a trois types d'événement qui influencent les changements du rendement de l'actif. Ce sont l'événement de macro, l'événement de micro et l'événement industriel. L'événement de macro cause des changements du rendement de portefeuille de marché, cela implique des changements du rendement de tous les titres. L'événement de micro cause des changements du rendement d'un seul titre, donc il cause les résidus de la ligne caractéristique. L'événement industriel n'influence pas les rendements de tous les titres mais d'un groupe de titres. Cette influence sur les titres n'est pas suffisamment importante pour faire changer les rendements du portefeuille de marché. À cause de cette raison, l'événement industriel cause les résidus de ligne caractéristique comme le cas de micro. Le modèle à seul facteur suppose que les résidus de deux titres quelconques ne sont pas corrélés. Cela signifie qu'il suppose que le rendement de titre ne répond qu'à seulement deux types d'événement, l'événement de macro et l'événement de micro.

1.1.2 Modèle à multi facteurs

Le modèle multifactoriel suppose que les rendements des actifs répondent simultanément à plusieurs facteurs, par exemple taux d'inflation, taux de croissance de production industrielle, et taux de chômage, etc. De la façon générale, le modèle à multi facteurs sera présenté par l'équation:

$$r_{jt} = A_j + \beta_{1j} I_{1t} + \beta_{2j} I_{2t} + \ldots + \beta_{nj} I_{nt} + \varepsilon_{jt} \qquad (1.3)$$

r_{jt} : Rendement de l'actif j au temps t

A_j , β_{ij} : Coefficients (i = 1, 2, …, n)

I_{it} : Facteurs de risque au temps t (i = 1, 2, …, n)

ε_{jt} : Terme d'erreur

Comme le modèle à seul facteur, il suppose aussi que les termes d'erreur de deux actifs quelconques sont non – corrélés. En pratique, cette hypothèse est vérifiable.

1.2 Modèle d'évaluation des actifs financiers (MÉDAF)

Le modèle d'évaluation des actifs financiers (MÉDAF) constitue un des acquis importants de la théorie financière. Il est essentiellement développé par Sharpe (1964), et amélioré par Lintner (1965) et Mossin (1966). Le MÉDAF estime la valeur théorique d'un actif risqué. Ce modèle prend en compte l'aversion naturelle des investisseurs pour le risque et explique l'espérance du rendement d'un actif en fonction de son risque. Lé investisseurs cherchent à maximiser leurs profits pour un risque donné, ou à minimiser le risque pris pour un profit donné.

1.2.1 Hypothèses du MÉDAF

Le MÉDAF repose sur les hypothèses de base suivantes:

- Les investisseurs sont averses au risque et cherchent à maximiser l'utilité espérée de leur richesse en fin de période. Ils utilisent le modèle de Markowitz pour constituer leurs portefeuilles.
- Les investisseurs choisissent leurs portefeuilles en considérant uniquement les deux moments de la distribution des rentabilités : l'espérance de rendement et la variance.
- Les investisseurs peuvent emprunter et prêter au taux sans risque de la façon sans limitation.
- L'information est accessible sans coût et disponible simultanément pour tous les investisseurs. Ils font donc tous les mêmes prévisions d'espérance de rendement, de variance et de covariance pour tous les actifs.
- Les marchés sont parfaits : il n'y a pas de taxes, ni de coûts de transactions. Les actifs sont tous négociés et divisibles à l'infini.

Ces hypothèses sont très restrictives et paraissent totalement irréalistes. Tout le modèle constitue une simplification de la réalité. Le MÉDAF ne prend pas en compte les taxes, les investisseurs étrangers, l'impossibilité de la vente à découverte, etc. Si un parmi ceux – ci existe, le portefeuille de marché sera inefficient.

1.2.2 Dérivation du MÉDAF

Le MÉDAF explique le rendement de l'actif en fonction de leur risque. La relation entre le risque et le rendement d'un actif sous le MÉDAF est donnée par l'équation de la ligne SML (Security Market Line):

$$E(r_J) = r_F + [E(r_M) - r_F]\beta_J \tag{1.4}$$

$E(r_J)$: Espérance du rendement de l'actif j

r_F : Rendement de l'actif sans risque

$E(r_M)$: Espérance du rendement du portefeuille de marché

β_J : Facteur bêta

$$\beta_J = \frac{\text{cov}(r_J, r_M)}{\sigma^2(r_M)} \tag{1.5}$$

Le bêta du portefeuille de marché est égal à 1. Le bêta d'un actif sans risque est égal à 0. À l'équilibre, tous les portefeuilles et tous les actifs sont sur la ligne de SML.

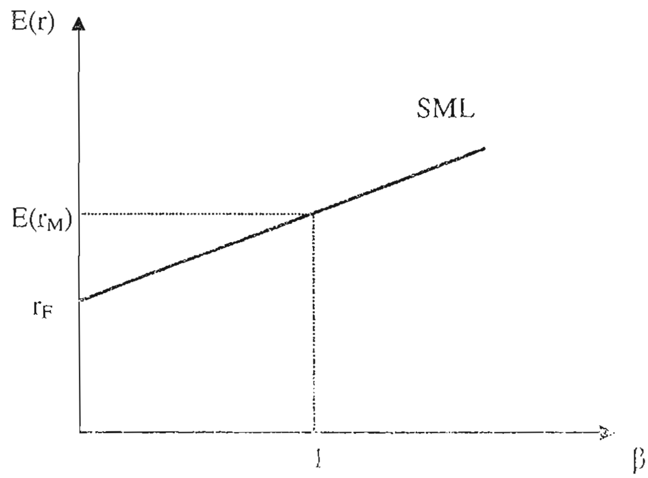

Figure 1.1 Droite SML

L'équation de la SML implique:

$$r_{Jt} = r_F(1-\beta_J) + \beta_J r_{Mt} + \varepsilon_{Jt} \tag{1.6}$$

La forme de cette équation similaire à la forme du modèle à un seul facteur mais dans le MÉDAF, il n'y a pas de condition pour les termes d'erreur comme dans le modèle à un seul facteur. Dans le MÉDAF, les résidus peuvent être corrélés mais dans le modèle à un seul facteur, ils doivent être non – corrélés.

On va présenter ici comment l'équation de la ligne SML est construite (Notes de cours). Si un portefeuille est une combinaison de l'actif sans risque et du portefeuille du marché, et si x_M est la fraction du portefeuille investie dans le portefeuille du marché, nous avons:

$$r_p = x_M r_M + (1-x_M)r_F \tag{1.7}$$

$$E(r_p) = x_M E(r_M) + (1-x_M)r_F$$

$$\sigma^2(r_p) = x_M^2 \sigma^2(r_M) \tag{1.8}$$

$$\sigma(r_p) = x_M \sigma(r_M)$$

La dérivée du rendement espéré et de l'écart type par rapport à x_M nous donne :

$$\begin{cases} \dfrac{\partial E(r_p)}{\partial x_M} = E(r_M) - r_F \\ \dfrac{\partial \sigma(r_p)}{\partial x_M} = \sigma(r_M) \end{cases} \tag{1.9}$$

$$\Rightarrow \quad \frac{\dfrac{\partial E(r_p)}{\partial x_M}}{\dfrac{\partial \sigma(r_p)}{\partial x_M}} = \frac{E(r_M) - r_F}{\sigma(r_M)} \tag{1.10}$$

$$\Rightarrow \quad \frac{\partial E(r_p)}{\partial \sigma(r_p)} = \frac{E(r_M) - r_F}{\sigma(r_M)} \tag{1.11}$$

$$\Rightarrow E(r_p) = r_F + \frac{E(r_M) - r_F}{\sigma(r_M)}\sigma(r_p) \tag{1.12}$$

Cette équation implique les choix optimaux qui sont sur la droite reliant l'actif sans risque au portefeuille de marché dans l'espace écart type – espérance des rendements. Cette droite s'appelle la droite de marché des capitaux, ou la CML.

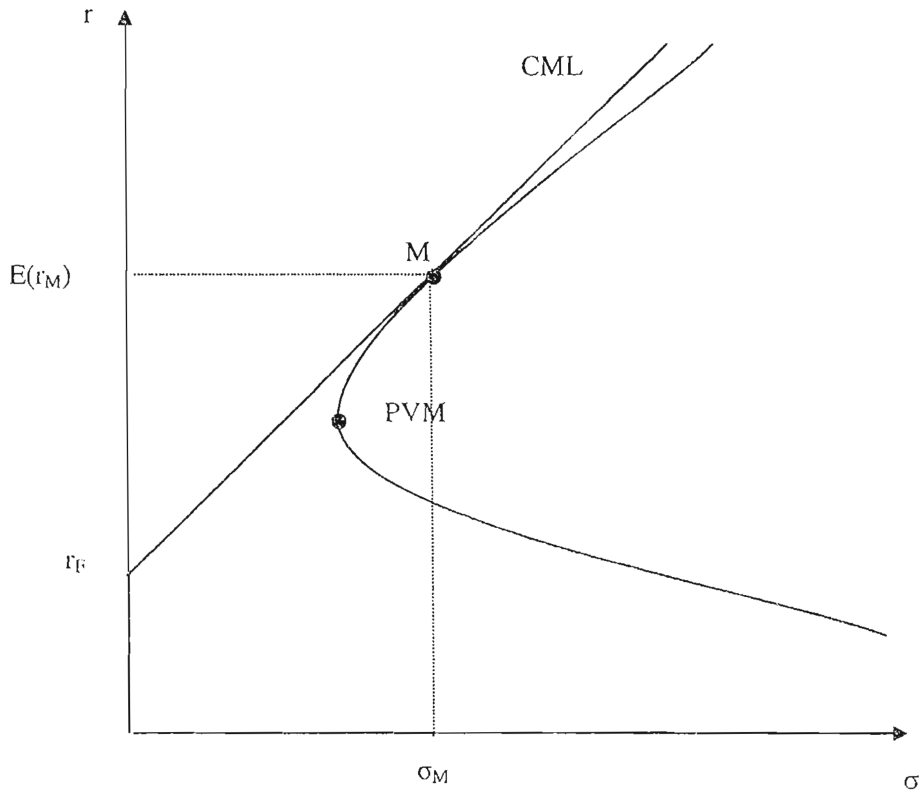

Figure 1.2 Droite de marché des capitaux CML

PVM : Portefeuille à variance minimum

M : Portefeuille du marché

r_F : Rendement de l'actif sans risque

CML : Droite de marché des capitaux

Le MÉDAF définit le portefeuille de marché comme le portefeuille qui contient tous les actifs risqués disponibles sur le marché, et où la fraction de chaque actif est égale tout simplement au ratio de la valeur totale de toutes les unités de cet actif sur la valeur totale de tous les actifs sur le marché.

Au – dessus, nous avons combiné le portefeuille de marché avec l'actif sans risque. Maintenant, nous combinons le portefeuille de marché avec l'actif J. Nous avons:

$$\tilde{r}_p = x_J r_J + (1 - x_J) r_M \tag{1.13}$$

$$E(\tilde{r}_p) = x_J E(r_J) + (1 - x_J) E(r_M) \tag{1.14}$$

$$\sigma^2(\tilde{r}_p) = x_J^2 \sigma^2(r_J) + (1 - x_J)^2 \sigma^2(r_M) + 2x_J(1 - x_J)\operatorname{cov}(r_J, r_M) \tag{1.15}$$

$$\sigma(\tilde{r}_p) = (x_J^2 \sigma^2(r_J) + (1 - x_J)^2 \sigma^2(r_M) + 2x_J(1 - x_J)\operatorname{cov}(r_J, r_M))^{\frac{1}{2}} \tag{1.16}$$

$$\frac{\partial E(\tilde{r}_p)}{\partial x_J} = E(r_J) - E(r_M) \tag{1.17}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \sigma(\tilde{r}_p)}{\partial x_J} &= \frac{1}{2}(x_J^2 \sigma^2(r_J) + (1 - x_J)^2 \sigma^2(r_M) + 2x_J(1 - x_J)\operatorname{cov}(r_J, r_M))^{-\frac{1}{2}} \\ &\times (2x_J \sigma^2(r_J) - 2(1 - x_J)\sigma^2(r_M) + (2 - 4x_J)\operatorname{cov}(r_J, r_M)) \end{aligned} \tag{1.18}$$

$$\begin{aligned} \left.\frac{\partial \sigma(\tilde{r}_p)}{\partial x_J}\right|_{(x_J=0)} &= \frac{1}{2}(\sigma^2(r_M))^{-\frac{1}{2}} \times (-2\sigma^2(r_M) + 2\operatorname{cov}(r_M, r_J)) \\ &= \frac{1}{\sigma(r_M)}(-\sigma^2(r_M) + \operatorname{cov}(r_M, r_J)) = \frac{\operatorname{cov}(r_M, r_J) - \sigma^2(r_M)}{\sigma(r_M)} \end{aligned} \tag{1.19}$$

$$\left.\frac{\frac{\partial E(\tilde{r}_p)}{\partial x_J}}{\frac{\partial \sigma(\tilde{r}_p)}{\partial x_J}}\right|_{(x_J=0)} = \frac{E(r_J) - E(r_M)}{(\operatorname{cov}(r_M, r_J) - \sigma^2(r_M))/\sigma(r_M)} \tag{1.20}$$

$$\Leftrightarrow \left.\frac{\partial E(\tilde{r}_p)}{\partial \sigma(\tilde{r}_p)}\right|_{(x_J=0)} = \frac{E(r_J) - E(r_M)}{(\operatorname{cov}(r_M, r_J) - \sigma^2(r_M))/\sigma(r_M)} \tag{1.21}$$

Cette pente doit être égale à la pente de la CML au point M sur le graphique (l'équation (1.12)), puisqu'il s'agit d'un point de tangence entre la courbe de combinaison du portefeuille $\tilde{r}_p$ et la CML.

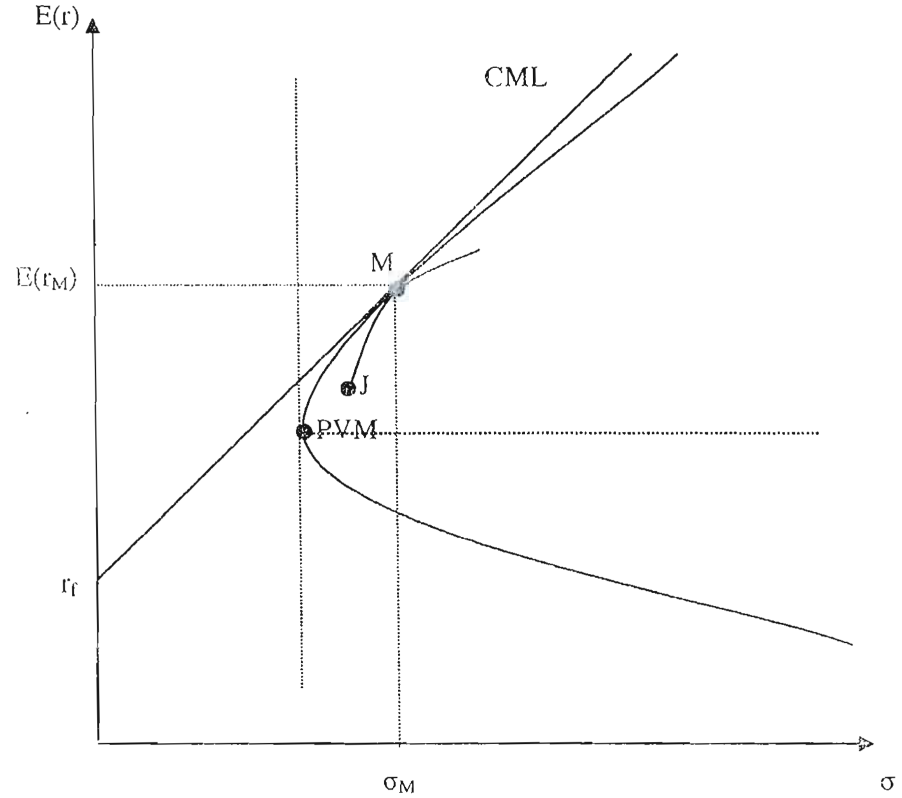

Figure 1.3 Courbe de combinaison entre le portefeuille de marché et l'actif risqué

En égalisant les deux pentes, nous obtenons:

$$\frac{E(r_M)-r_F}{\sigma(r_M)}=\frac{E(r_J)-E(r_M)}{(\text{cov}(r_M,r_J)-\sigma^2(r_M))/\sigma(r_M)} \tag{1.22}$$

$$\Rightarrow \frac{E(r_M)-r_F}{\sigma^2(r_M)}=\frac{E(r_J)-E(r_M)}{\text{cov}(r_M,r_J)-\sigma^2(r_M)} \tag{1.23}$$

$$\Rightarrow \quad \frac{E(r_M)-r_F}{\sigma^2(r_M)} = \frac{(E(r_M)-r_F)+(E(r_J)-E(r_M))}{\sigma^2(r_M)+(\text{cov}(r_M,r_J)-\sigma^2(r_M))} \tag{1.24}$$

$$\Rightarrow \frac{E(r_M)-r_M}{\sigma^2(r_M)} = \frac{E(r_J)-r_F}{\text{cov}(r_M,r_J)} \tag{1.25}$$

$$\Rightarrow E(r_J)-r_F = (E(r_M)-r_F)\frac{\text{cov}(r_M,r_J)}{\sigma^2(r_M)} \tag{1.26}$$

$$\Rightarrow E(r_J)-r_F = (E(r_M)-r_F)\beta_J \tag{1.27}$$

Les équations (1.27) et (1.4) sont identiques. Elle est l'expression du MÉDAF et aussi l'équation de la SML. Cette équation nous dit que le rendement excédentaire d'un actif comme le produit du rendement excédentaire du portefeuille de marché et le facteur bêta de l'actif. Le rendement excédentaire d'un actif, $E(r_J)$ - r_F, est égal au rendement excédentaire du portefeuille de marché, $E(r_M)$ $-r_F$, fois le bêta du titre, β_J. Les rendements des actifs se situent sur une droite et dépendent uniquement du bêta de l'actif considéré. Le bêta présente le risque de l'actif. [$E(r_M)$ $-r_F$] présente la prime de risque du marché, [$E(r_M)$ $-r_F$] β_J présente la prime de risque de l'actif. Plus le bêta de l'actif est élevé, plus sa prime de risque est élevée.

1.3 Modèle d'évaluation par arbitrage (MÉA)

Le MÉA, développé initialement par Ross (1976), présente une alternative du MÉDAF. D'après au MÉDAF, le rendement d'un actif est une fonction linéaire d'un facteur commun, le marché. Au contraire, le MÉA repose sur l'hypothèse que les rendements des actifs dépendent linéairement d'un nombre restreint de multi facteurs communs indépendants.

1.3.1 Hypothèses du MÉA

Le MÉA repose sur les hypothèses de base suivantes :

- Tous les titres ont les rendements dont les espérances et les variances sont finies.
- Il y a des individus qui peuvent former des portefeuilles bien diversifiés.
- Il n'y a pas de taxes.
- Il n'y a pas de coût de transaction.

- Il n'y a pas de restrictions sur les ventes à découvert.
- Les individus ont des croyances homogènes, et croient que les rendements sont engendrés par un modèle linéaire à facteurs.

Les hypothèses sont encore très fortes mais moins fortes que dans le cas du MÉDAF.

1.3.2 Intuition du modèle MÉA

1.3.2.1 Cas du modèle au facteur unique

Supposons qu'il y a un modèle à facteur unique qui peut expliquer toutes les covariances entre les taux de rendement des actions différentes sur le marché. Supposons que la relation entre les facteurs bêtas et les rendements espérés peut être non – linéaire et présentée par la Figure 1.4a. Supposons qu'il y a un très grand nombre, voire un nombre infini de titres étalés sur la ligne du graphique.

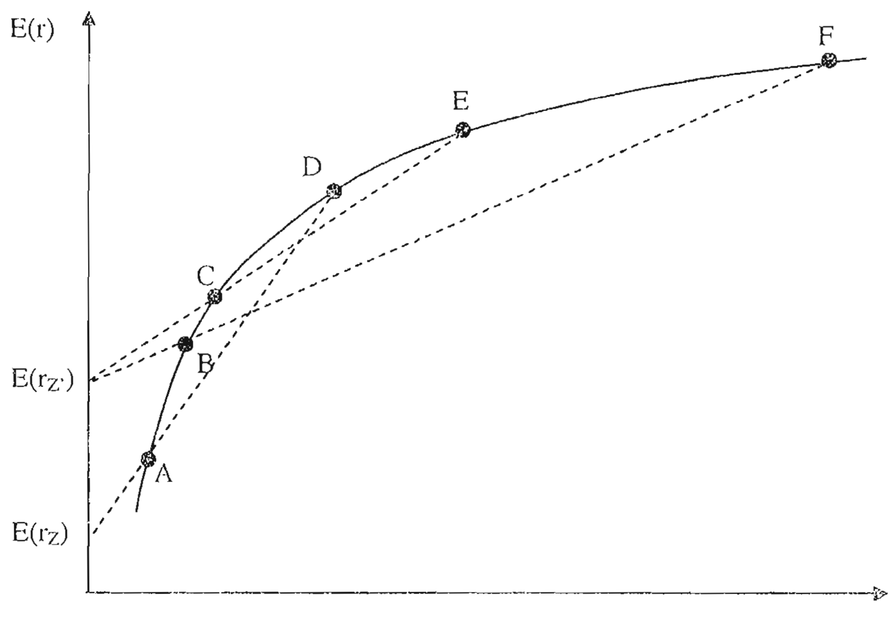

Figure 1.4a MÉA au facteur unique

On peut construire un portefeuille au point $E(r_{Z'})$ en vendant à découvert l'actif E et en utilisant le revenu pour acheter C. Il est possible aussi de construire un portefeuille au point $E(r_{Z'})$ en utilisant quatre actifs au lieu de deux, soit C, E, B et F. De la même façon, nous pouvons construire un portefeuille au point $E(r_{Z'})$ en utilisant un nombre infini d'actifs. Avec un portefeuille aussi diversifié, il y aura une variance nulle, puisque:

$$\sigma^2(\varepsilon_p) = \sum_{i=1}^{\infty} x_i^2 \sigma^2(\varepsilon_i) \approx 0 \tag{1.28}$$

Nous pouvons aussi construire un portefeuille avec variance nulle situé à $E(r_Z)$ sur le graphique. Maintenant, nous avons deux portefeuilles à variance nulle avec des taux de rendements différents. Nous pouvons gagner de l'argent en vendant à découvert le portefeuille avec le rendement le moins élevé, et en utilisant des fonds pour acheter le portefeuille avec le rendement plus élevé. Cette procédure va faire diminuer le prix des actifs comme D, E, F et augmenter le prix des actifs comme A, B, C. Il continuera jusqu'à ce que la courbe devienne une ligne droite comme la Figure 1.4b.

La relation entre le rendement et le bêta est:

$$E(r_j) = E(r_Z) + \lambda_1 \beta_{1,j} \tag{1.29}$$

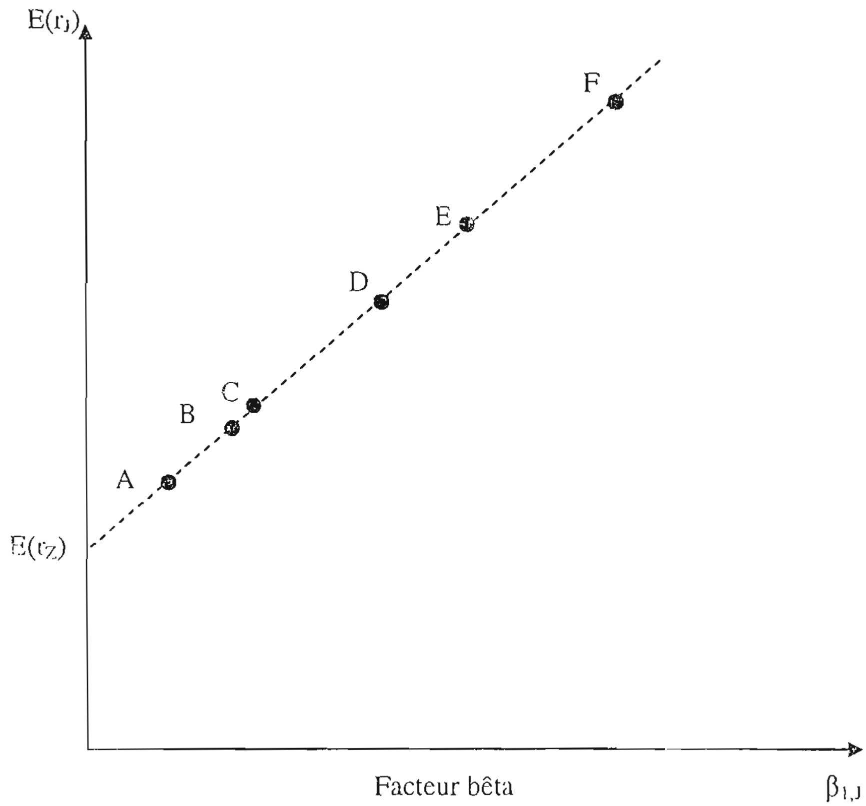

Figure 1.4b MÉA à facteur unique

1.3.2.2 Cas du modèle à deux-facteurs

Maintenant, nous supposons que toutes les covariances entre les taux de rendement des actions différentes sur le marché sont expliquées par un modèle à deux facteurs. Supposons que la relation entre les facteurs bêtas et les rendements espérés soit non – linéaire et présentée par la surface de trois dimensions comme le graphique:

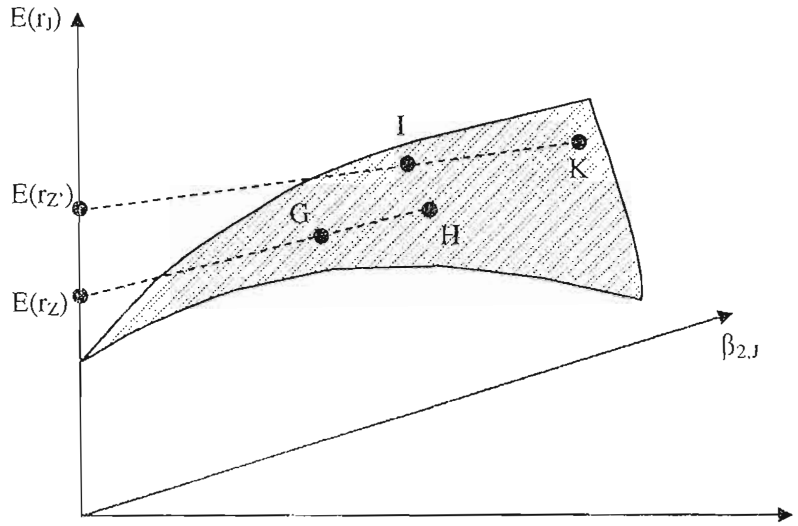

Figure 1.5 MÉA à deux facteurs

Nous pouvons construire un portefeuille au point $E(r_{Z'})$ en vendant à découvert l'actif E et en utilisant le revenu pour acheter C. Il est possible aussi de construire un portefeuille au point $E(r_{Z'})$ en utilisant quatre actifs au lieu de deux, soit C, E, B et F. De la même façon, nous pouvons construire au point $E(r_{Z'})$ en utilisant un nombre infini d'actifs. Nous pouvons également construire un portefeuille avec variance nulle situé à $E(r_Z)$ sur le graphique. Maintenant, nous avons deux portefeuilles à variance nulle avec des taux de rendement différents. Nous pouvons gagner de l'argent en vendant à découvert le portefeuille avec le rendement le moins élevé, et en utilisant les fonds pour acheter le portefeuille avec le rendement plus élevé. Cette procédure va faire diminuer le prix des actifs comme H et K et augmenter le prix des actifs G et I. Il va continuer jusqu'à ce que les actifs s'étalent sur la même surface et que la relation entre les rendements espérés et les bêtas des facteurs sont linéaires. La relation entre le rendement et les bêtas des facteurs est:

$$E(r_J) = E(r_Z) + \lambda_1 \beta_{1,J} + \lambda_2 \beta_{2,J} \tag{1.30}$$

1.3.2.3 Cas du modèle à multiples facteurs

De la même façon que dans deux cas précédents, nous obtenons l'équation du MÉA dans le cas de multiples facteurs:

$$E(r_J) = E(r_Z) + \sum_{i=1}^{n} \lambda_i \beta_{i,J} \tag{1.31}$$

1.4 Lien entre le MÉA et le MÉDAF

MÉA et MÉDAF ne sont pas contradictoires. Le MÉDAF est un cas spécial du MÉA. Les MÉA pourraient être les extensions du MÉDAF. Nous supposons un modèle à k facteurs où les k facteurs sont des portefeuilles indices et si nous combinons en proportions x_1, x_2,..., x_k, nous obtenons le portefeuille du marché.

$$x_1 r_1 + x_2 r_2 + \ldots + x_k r_k = r_M \tag{1.32}$$

Un actif J sous le MÉA aura:

$$E(r_J) = E(r_Z) + \lambda_1 \beta_{1J} + \lambda_2 \beta_{2J} + \ldots + \lambda_k \beta_{kJ} \tag{1.33}$$

Un actif J sous le MÉDAF aura:

$$E(r_J) = E(r_Z) + \beta_{MJ}[E(r_M) - E(r_J)] \tag{1.34}$$

Si

$$\lambda_1 = x_1[E(r_M) - E(r_Z)] \tag{1.35}$$

$$\lambda_2 = x_2[E(r_M) - E(r_Z)] \tag{1.36}$$

...

$$\lambda_k = x_k[E(r_M) - E(r_Z)] \tag{1.37}$$

l'équation du MÉA devient:

$$E(r_J) = E(r_Z) + (x_1\beta_{1J} + x_2\beta_{2J} + ... + x_k\beta_{kJ})[E(r_M) - E(r_Z)] \tag{1.38}$$

$$E(r_J) = E(r_Z) + \beta_{MJ}[E(r_M) - E(r_Z)] \tag{1.39}$$

La dernière équation est le MÉDAF. Donc, nous ne pouvons pas utiliser le MÉA pour rejeter le MÉDAF.

CHAPITRE II
TESTS EMPIRIQUES

2.1 Test de Black, Jensen et Scholes (1972)

Black, Jensen, et Scholes (1972) ont utilisé les rendements mensuels des actifs du NYSE de la période 1926-1965. Ils ont estimé les coefficients β_J pour la période de cinq ans, janvier 1926 – décembre 1930 pour tous les actifs au début de l'année 1931. Les actifs devraient avoir 24 rendements mensuels disponibles. Ensuite, les actifs ont été groupés en portefeuilles selon leurs bêtas estimés. Dix pour cent des actifs qui ont les bêtas plus élevés dans le premier portefeuille, et ainsi de suite jusqu'au dixième portefeuille. Les rendements des portefeuilles pour les 12 mois suivants sont calculés. Ils ont répété cette procédure. Ils ont utilisé les rendements de tous les actifs pendant 5 ans 1927-1931 pour calculer les bêtas des actifs, ensuite grouper les actifs en portefeuille selon leurs bêtas. Ils ont calculé les bêtas des portefeuilles pour l'année 1932. De cette façon, les rendements mensuels des portefeuilles ont été calculés jusqu'à 1965. Après, les espérances des rendements excédentaires et les bêtas des portefeuilles ont été estimés. Les espérances estimées des rendements excédentaires des portefeuilles sont la moyenne arithmétique des rendements excédentaires.

$$E(\tilde{R}_j) = E(\tilde{R}_M)\beta_j \tag{2.2}$$

$E(\tilde{R}_j) = \dfrac{E(\tilde{P}_t) - P_{t-1} + E(\tilde{D}_t)}{P_{t-1}} - r_{Ft}$: Espérance des rendements excédentaires de l'actif j

$\tilde{D}_t$: Dividende de l'actif j au temps t

$\tilde{r}_{Ft}$: Rendement de l'actif sans risque au temps t

$E(\tilde{R}_M)$: Rendement excédentaire du portefeuille de marché

$\beta_j = \dfrac{\operatorname{cov}(\tilde{R}_j, \tilde{R}_M)}{\sigma^2(\tilde{R}_M)}$: Facteur bêta

Ils ont estimé l'équation suivante:

$$\overline{R}_j = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_j + \tilde{u}_j \tag{2.3}$$

Où $\overline{R}_j$ est l'espérance estimée des rendements excédentaire de l'actif j, $E(\tilde{R}_j)$.

$$\overline{R}_j = \frac{\sum_{t=1}^{T} \tilde{R}_{jt}}{T} \tag{2.4}$$

Le résultat du test sera compatible avec le MÉDAF traditionnel si $\gamma_0 = 0$ et $\gamma_1 = \tilde{R}_M$. Il sera compatible avec le MÉDAF sans emprunt au taux sans risque si $\gamma_0 = \overline{R}_Z$ et $\gamma_1 = \overline{R}_M - \overline{R}_Z$

Tableau 2.1 Coefficients de régression en coupe transversale et leurs t values

	Périodes				
	Période globale	Sous périodes			
	1/31-12/65	1/31-9/39	10/39-6/48	7/48-3/57	4/57-12/65
$\hat{\gamma}_0$	0.00359	-0.00801	0.00439	0.00777	0.01020
$\hat{\gamma}_1$	0.0108	0.0304	0.0107	0.0033	-0.0012
$\gamma_1 = \overline{R}_M$	0.0142	0.0220	0.0149	0.0112	0.0088
$\overline{R}_M - \hat{\gamma}_0$	0.01061	0.03001	0.01051	0.00343	-0.0014
$t(\hat{\gamma}_0)$	6.52	-4.45	3.20	7.40	18.89
$t(\gamma_1 - \hat{\gamma}_1)$	6.53	-4.91	3.23	7.98	19.61

Source : Black, Jensen, et Scholes (1972)

Le résultat dans ce tableau montre que γ_0 est différent de zéro et que γ_1 est différent de $\overline{R}_M$. Il n'est pas donc compatible avec le MÉDAF traditionnel où les investisseurs peuvent emprunter et prêter l'actif sans risque. Mais les valeurs de $\hat{\gamma}_1$ et $(\overline{R}_M - \hat{\gamma}_0)$ sont compatibles avec le MÉDAF où les investisseurs ne peuvent pas emprunter l'actif sans risque.

2.2 Test de Fama et MacBeth (1973)

Fama et MacBeth (1973) utilisent les mêmes données que Black, Jensen et Scholes (1972). Ils proposent le modèle théorique :

$$E(\tilde{R}_i) = E(\tilde{R}_0) + [E(\tilde{R}_M) - E(\tilde{R}_0)]\beta_i \tag{2.5}$$

$E(\tilde{R}_i)$: Espérance de rendement de l'actif i

$E(\tilde{R}_0)$: Espérance de rendement de l'actif sans risque

$E(\tilde{R}_M)$: Espérance de rendement de portefeuille de marché

β_i : Facteur bêta

À partir de cette équation, ils proposent de tester trois conditions:

(C1) : Relation entre l'espérance de rendement d'un actif et son risque, β_i, est linéaire.

(C2) : β_i est le seul risque de l'actif.

(C3): $[E(\tilde{R}_M) - E(\tilde{R}_0) > 0$, le risque plus élevé implique l'espérance de rendement plus élevé.

Et en fin, il faut la condition du marché efficient $E(\tilde{\gamma}_{0t}) = E(\tilde{R}_{ot})$ et $E(\tilde{\eta}_{it}) = 0$

Ils proposent le modèle empirique :

$$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{1t}\beta_i + \tilde{\gamma}_{2t}\beta_i^2 + \tilde{\gamma}_{3t}^2 s_i + \tilde{\eta}_{it} \tag{2.6}$$

$\tilde{R}_{it}$: Rendement de l'actif i au temps t

$\tilde{\gamma}_{0t}, \tilde{\gamma}_{1t}, \tilde{\gamma}_{2t}, \tilde{\gamma}_{3t}$: Coefficients

β_i : Facteur bêta

s_i : Non – bêta risque (mesuré par l'estimateur de l'écart type du terme d'erreur du modèle de marché)

$\tilde{\eta}_{it}$: Résidus

Les tests qu'il faut faire seraient :

(C1) : (linéaire) $E(\tilde{\gamma}_{2t}) = 0$

(C2) : $E(\tilde{\gamma}_{3t}) = 0$

(C3) : $E(\tilde{\gamma}_{1t}) > 0$

Condition du marché efficient: $E(\tilde{\gamma}_{0t}) = E(\tilde{R}_{ot})$ et $E(\tilde{\eta}_{it}) = 0$

Fama et MacBeth (1973) ont utilisé la même base de données que celle de Black, Jensen et Scholes (1972). Les rendements excédentaires mensuels sur la période 1926-1929 sont utilisés pour estimer les bêtas des actifs. Des actifs sont classés par l'ordre de bêtas décroissants et groupés en 20 portefeuilles. Le premier portefeuille contient les actifs dont les bêtas sont plus élevés, et ainsi de suite jusqu'au vingtième portefeuille. Soit N le nombre des actifs, du deuxième au dix-neuvième portefeuille, chacun contient int(N/20) actifs. Si N est pair, le premier et dernier portefeuilles contiennent chacun int(N/20) + 1/2[N – 20 int(N/20)] actifs. Si N est impair, le premier portefeuille contient int(N/20) + 1/2[N + 1 – 20 int(N/20)] actifs, et le dernier portefeuille contient int(N/20) + 1/2[N – 1 – 20 int(N/20)] actifs.

Les données de la période 1930 – 1934 sont utilisées pour calculer les bêtas de chaque actif et de 20 portefeuilles, et aussi pour calculer le non – bêta risque, s_i par estimer la régression suivante:

$$\tilde{R}_{it} = a_i + \beta_i \tilde{R}_{mt} + \tilde{\varepsilon}_{it} \tag{2.7}$$

Le non – bêta risque, s_i, est mesuré par l'écart type $s(\hat{\varepsilon}_i)$ de la régression (2.7).

Ensuite, les auteurs ont pris les rendements des actifs de la période 1935 – 1938 pour estimer la régression suivante:

$$R_{pt} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\hat{\beta}_{p,t-1} + \hat{\gamma}_{2t}\hat{\beta}^2_{p,t-1} + \hat{\gamma}_{3t}\overline{s}_{p,t-1}(\hat{\varepsilon}_i) + \hat{\eta}_{pt} \qquad (2.8)$$

où $\hat{\beta}_{p,t-1}$, $\hat{\beta}^2_{p,t-1}$, et $\overline{s}_{p,t-1}(\hat{\varepsilon}_i)$ sont les variables explicatives, et $\hat{\gamma}_{0t}$, $\hat{\gamma}_{1t}$, $\hat{\gamma}_{2t}$, et $\hat{\gamma}_{3t}$ sont les coefficients. Cette procédure est répétée. Toute la procédure est résumée dans le tableau 2.2:

Tableau 2.2 Période de formation des portefeuilles, d'estimation, et de test

	Période								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Période de formation des portefeuilles	1926-29	1927-33	1931-37	1935-41	1939-45	1943-49	1947-53	1951-57	1955-61
Période initiale d'estimation	1930-34	1934-38	1938-42	1942-46	1946-50	1950-54	1954-58	1958-62	1962-66
Période de test	1935-38	1939-42	1943-46	1947-50	1951-54	1955-58	1959-62	1963-66	1967-68
Nombre des actifs disponibles	710	779	804	908	1011	1053	1065	1162	1261
Nombre des actifs qui répondent à l'exigence	435	576	607	704	751	802	856	858	845

Source : Fama et MacBeth (1973)

Les résultats obtenus par Fama et MacBeth (1973) ne permettent pas de rejeter le MÉDAF. Nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse selon laquelle la relation entre l'espérance de rendement d'un actif et son risque soit linéaire. Aussi, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse selon laquelle il n'y ait pas de non – bêta risque.

2.3 La critique de Roll

Dans les tests empiriques évoqués par Black, Jensen, et Scholes (1972) et Fama et MacBeth (1973), le portefeuille de marché contient seulement les actifs négociés sur une bourse telle que NYSE. Mais d'après Roll (1977), le portefeuille de marché de la théorie ne peut pas se limiter seulement aux actions échangées sur une bourse et devrait contenir tous les actifs pouvant servir au placement d'épargne tels que les obligations, les biens immobiliers, etc. En réalité, ce portefeuille de marché ne peut être observé, la véritable SML ne peut pas donc être estimée. Les tests utilisant des portefeuilles comme présentatifs de l'ensemble du marché ne peuvent ni valider ni invalider le MÉDAF.

2.4 Test de Fama et French (1992, 1993)

Plusieurs tests au cours des années 1980 sont arrivés à la conclusion que la relation entre le bêta et le rendement de l'actif est faible. Fama et French (1992), comme plusieurs autres auteurs, ont trouvé que la relation entre le bêta et le rendement a disparu pour la période 1963 – 1990. La base de données du test de Fama et French (1992) est de NYSE, AMEX, et NASDASQ de la période 1962 – 1989. Les actifs sont regroupés selon la taille et puis le bêta. Les auteurs ont classé et regroupé les actifs en 10 portefeuilles selon la taille. Et ensuite, ils ont devisé chaque taille – portefeuille en 10 sous portefeuilles selon les bêtas des actifs. De cette façon, 100 tailles – bêtas portefeuilles sont obtenus. Fama et French (1992) ont trouvé que la relation entre le bêta et le rendement est négative. Ce résultat de ce test rejette le MÉDAF.

Tableau 2.3 Les rendements moyens, les bêtas, et les tailles moyennes des portefeuilles regroupés selon la taille et puis le bêta pour la période allant de juillet 1963 à décembre 1990

	Tout	Bas- β	β-2	β-3	β-4	β-5	β-6	β-7	β-8	β-9	Élevé- β
Panier A : Rendement moyen par mois											
Tout	1.25	1.34	1.29	1.36	1.31	1.33	1.28	1.24	1.21	1.25	1.14
Petite-ME	1.52	1.71	1.57	1.79	1.61	1.50	1.50	1.37	1.63	1.50	1.42
ME-2	1.29	1.25	1.42	1.36	1.39	1.65	1.61	1.37	1.31	1.34	1.11
ME-3	1.24	1.12	1.31	1.17	1.70	1.29	1.10	1.31	1.36	1.26	0.76
ME-4	1.25	1.27	1.13	1.54	1.06	1.34	1.06	1.41	1.17	1.35	0.98
ME-5	1.29	1.34	1.42	1.39	1.48	1.42	1.18	1.13	1.27	1.18	1.08
ME-6	1.17	1.08	1.53	1.27	1.15	1.20	1.21	1.18	1.04	1.07	1.02
ME-7	1.07	0.95	1.21	1.26	1.09	1.18	1.11	1.24	0.62	1.32	0.76
ME-8	1.10	1.09	1.05	1.37	1.20	1.27	0.98	1.18	1.02	1.01	0.94
ME-9	0.95	0.98	0.88	1.02	1.14	1.07	1.23	0.94	0.82	0.88	0.59
Grande-ME	0.89	1.01	0.93	1.10	0.94	0.93	0.89	1.03	0.71	0.74	0.56
Panier B : β											
Tout		0.87	0.99	1.09	1.16	1.26	1.29	1.35	1.45	1.52	1.72
Petite-ME	1.44	1.05	1.18	1.28	1.32	1.40	1.40	1.49	1.61	1.64	1.79
ME-2	1.39	0.91	1.15	1.17	1.24	1.36	1.41	1.43	1.50	1.66	1.76
ME-3	1.35	0.97	1.13	1.13	1.21	1.26	1.28	1.39	1.50	1.51	1.75
ME-4	1.34	0.78	1.03	1.17	1.16	1.29	1.37	1.46	1.51	1.64	1.71
ME-5	1.25	0.66	0.85	1.12	1.15	1.16	1.26	1.30	1.43	1.59	1.68

	Tout	Bas- β	β-2	β-3	β-4	β-5	β-6	β-7	β-8	β-9	Élevé- β
Panier B : β (suite)											
ME-6	1.23	0.61	0.78	1.05	1.16	1.22	1.28	1.36	1.46	1.49	1.70
ME-7	1.17	0.57	0.92	1.01	1.11	1.14	1.26	1.24	1.39	1.34	1.60
ME-8	1.09	0.53	0.74	0.94	1.02	1.13	1.12	1.18	1.26	1.35	1.52
ME-9	1.03	0.58	0.74	0.80	0.95	1.06	1.15	1.14	1.21	1.22	1.42
Grande-ME	0.92	0.57	0.71	0.78	0.89	0.95	0.92	1.02	1.01	1.11	1.32

	Panier C : Taille moyenne (ln(ME))										
Tout	4.11	3.86	4.26	4.33	4.41	4.27	4.32	4.26	4.19	4.03	3.77
Petite-ME	2.24	2.12	2.27	2.30	2.30	2.28	2.29	2.30	2.32	2.25	2.15
ME-2	3.63	3.65	3.68	3.70	3.72	3.69	3.70	3.69	3.69	3.70	3.68
ME-3	4.10	4.14	4.18	4.12	4.15	4.16	4.16	4.18	4.14	4.15	4.15
ME-4	4.50	4.53	4.53	4.57	4.54	4.56	4.55	4.52	4.58	4.52	4.56
ME-5	4.89	4.91	4.91	4.93	4.95	4.93	4.92	4.93	4.92	4.92	4.95
ME-6	5.30	5.30	5.33	5.34	5.34	5.33	5.33	5.33	5.33	5.34	5.36
ME-7	5.73	5.73	5.75	5.77	5.76	5.73	5.77	5.77	5.76	5.72	5.76
ME-8	6.24	6.26	6.27	6.26	6.24	6.24	6.27	6.24	6.24	6.24	6.26
ME-9	6.82	6.82	6.84	6.82	6.82	6.81	6.81	6.81	6.81	6.80	6.83
Grande-ME	7.93	7.94	8.04	8.10	8.04	8.02	8.02	7.94	7.80	7.75	7.62

Source : Fama et French (1992)

À partir de ce résultat, Fama et French (1993) ont proposé d'incorporer des facteurs de risque supplémentaires. Deux facteurs ont été ajoutés aux MÉDAF: SMB et HML. La variable SMB est égale aux rendements des actifs à petite capitalisation moins les rendements des actifs à grande capitalisation. La variable HML est égale aux rendements des actifs à ratio valeur comptable/valeur de marché élevé moins les rendements des actifs à ratio valeur comptable/valeur de marché faible. L'équation du modèle de Fama et French est donc:

$$R_t - RF_t = a + b[RM_t - RF_t] + sSMB + hHML + e_t \tag{2.9}$$

Dans ce modèle, le rendement excédentaire de l'actif, $R_t - RF_t$, dépend de trois facteurs: le rendement excédentaire du portefeuille de marché, $RM_t - RF_t$, le facteur lié à la taille des firmes, SMB, et le facteur lié au ratio valeur comptable/valeur de marché, HML. Ce modèle est amélioration du MÉDAF et largement appliqué dans la gestion de portefeuille.

2.5 Test de Ferson et Harvey (1999)

Les tests du modèle d'évaluation des actifs comme Fama et French (1992), Fama et MacBeth (1973), Black (1972), ont tous regroupé les actifs en portefeuilles. Les informations des actifs se sont perdues. Le test pour les actifs devient le test pour les portefeuilles. Les recherches plus récentes, comme celle de Ferson et Harvey (1999), ont proposé une méthodologie qui nous permet de faire le test du modèle d'évaluation des actifs sans regrouper les actifs en portefeuilles.

Selon le modèle du Ferson et Harvey (1999), le rendement de l'actif est déterminé par le système des équations suivant:

$$\begin{aligned} r_{t+1} &= E(r_{i,t+1}) + \beta_{it}' \{ r_{p,t+1} - E_t(r_{p,t+1}) \} + \varepsilon_{i,t+1} \\ E_t(\varepsilon_{i,t+1}) &= 0 \\ E_t(\varepsilon_{i,t+1} r_{p,t+1}) &= 0 \end{aligned} \tag{2.10}$$

Et

$$
\begin{aligned}
&E_t(r_{i,t+1}) = \alpha_{it} + \beta_{it}' E_t(r_{p,t+1}) \\
&\beta_{it} = b_{0i} + b_{1i}' Z_t \\
&\alpha_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}' Z_t
\end{aligned}
\tag{2.11}
$$

$r_{i,t+1}$: Rendement de l'actif i au temps (t+1)

$E_t(.)$: Vecteur de l'espérance du rendement des facteurs du risque au temps t

$r_{p,t+1}$: Vecteur des rendements excédentaires des facteurs du risque (dimension Mx1)

Z_t : Vecteur des variables instrumentales (dimension Lx1)

{b_{0i}, b_{1i}, α_{0i} et α_{1i}} sont paramètres du modèle, b_{0i} est un vecteur de Mx1, b_{1i} est une matrice de LxM, α_{1i} est un vecteur de Lx1, et α_{0i} est scalaire.

La méthodologie de Ferson et Harvey (1999) permet les alphas et les bêtas à dépendre des variables instrumentales et à varier au cours du temps. Elle permet aussi de garder la nature des rendements des actifs quand nous ne les regroupons pas en portefeuilles. Dans ce mémoire, nous faisons le test qui est basé sur cette méthodologie.

CHAPITRE III
DONNÉES ET TEST D'UN MODÈLE D'ÉVALUATION PAR ARBITRAGE À TROIS FACTEURS

3.1 Méthodologie

Le test est élaboré par deux étapes. Première étape, les rendements des actifs sont régressés par les facteurs pour obtenir les coefficients des régressions en séries chronologiques. Deuxième étape, nous régressons les rendements par les coefficients obtenus en première étape. Le résultat obtenu en deuxième étape nous montrera comment les facteurs peuvent expliquer les rendements des actifs.

Dans la première étape, les variables instrumentales sont inclues dans les régressions. Ces variables n'influencent pas directement mais indirectement tous les rendements des actifs au cours du temps. Dans ce mémoire, nous gardons les mêmes variables instrumentales mais analysons trois facteurs différents de ceux du Ferson et Harvey (1999).

À partir du système des équations du modèle de Ferson et Harvey (1999), en combinant les équations, nous obtenons:

$$
\begin{aligned}
r_{i,t+1} &= E_t(r_{i,t+1}) + \beta_{it}'\{r_{p,t+1} - E_t(r_{p,t+1})\} + \varepsilon_{i,t+1} \\
&= \{\alpha_{it} + \beta_{it}' E_t(r_{p,t+1})\} + \beta_{it}'\{r_{p,t+1} - E_t(r_{p,t+1})\} + \varepsilon_{i,t+1} \\
&= \alpha_{it} + \beta_{it}' r_{p,t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \\
&= \alpha_{it} + (b_{0i} + b_{1i}' Z_t)' r_{p,t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \\
&= (\alpha_{0i} + \alpha_{1i}' Z_t) + (b_{0i}' + Z_t' b_{1i}) r_{p,t+1} + \varepsilon_{i,t+1}
\end{aligned}
$$

Alors,

$$r_{i,t+1} = (\alpha_{0i} + \alpha_{1i}' Z_t) + (b_{0i}' + Z_t' b_{1i}) r_{p,t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \tag{3.1}$$

Dans ce modèle, les coefficients varient au cours du temps. Cette équation nous permet de faire le test du MÉDAF dans le contexte des données de panier, avec les actifs individuels. En développant l'équation (3.1), nous avons:

$$r_{i,t+1} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}^{'} Z_t + b_{0i}^{'} r_{p,t+1} + Z_t^{'} b_{1i} r_{p,t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \qquad (3.2)$$

Où

α_{0i} est scalaire

α_{1i} est un vecteur de 5x1, $\alpha_{1i} = \begin{bmatrix} a_{1i} \\ a_{2i} \\ a_{3i} \\ a_{4i} \\ a_{5i} \end{bmatrix}$

Z_t est un vecteur de 5x1, $Z_t = \begin{bmatrix} z_{1t} \\ z_{2t} \\ z_{3t} \\ z_{4t} \\ z_{5t} \end{bmatrix}$

$r_{p,t+1}$ est un vecteur de 3x1, $r_{p,t+1} = \begin{bmatrix} r_{1,t+1} \\ r_{2,t+1} \\ r_{3,t+1} \end{bmatrix}$

b_{0i} est un vecteur de 3x1, $b_{0i} = \begin{bmatrix} b_{01,i} \\ b_{02,i} \\ b_{03,i} \end{bmatrix}$

b_{1i} est un vecteur de 5x3, $b_{1i} = \begin{bmatrix} b_{11,i} & b_{21,i} & b_{31,i} \\ b_{12,i} & b_{22,i} & b_{32,i} \\ b_{13,i} & b_{23,i} & b_{33,i} \\ b_{14,i} & b_{24,i} & b_{34,i} \\ b_{15,i} & b_{25,i} & b_{35,i} \end{bmatrix}$

Nous écrivons cette équation en notation non – matricielle :

$$r_{i,t+1} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}'Z_t + b_{0i}'r_{p,t+1} + Z_t'b_{1i}\, r_{p,t+1} + \varepsilon_{i,t+1}$$
$$= \alpha_{0i} + a_{1i}z_{1t} + a_{2i}z_{2t} + a_{3i}z_{3t} + a_{4i}z_{4t} + a_{5i}z_{5t} + b_{01,i}r_{1,t+1} + b_{02,i}r_{2,t+1} + b_{03,i}r_{3,t+1}$$
$$+ b_{11,i}z_{1t}r_{1,t+1} + b_{12,i}z_{2t}r_{1,t+1} + b_{13,i}z_{3t}r_{1,t+1} + b_{14,i}z_{4t}r_{1,t+1} + b_{15,i}z_{5t}r_{1,t+1}$$
$$+ b_{21,i}z_{1t}r_{2,t+1} + b_{22,i}z_{2t}r_{2,t+1} + b_{23,i}z_{3t}r_{2,t+1} + b_{24,i}z_{4t}r_{2,t+1} + b_{25,i}z_{5t}r_{2,t+1}$$
$$+ b_{31,i}z_{1t}r_{3,t+1} + b_{32,i}z_{2t}r_{2,t+1} + b_{33,i}z_{3t}r_{3,t+1} + b_{34,i}z_{4t}r_{3,t+1} + b_{35,i}z_{5t}r_{3,t+1}$$
$$+ \varepsilon_{i,t+1} \qquad (3.3)$$

Par estimer ces équations, nous obtenons les coefficients et les utilisons pour les régressions en coupe transversale dans la deuxième étape.

$$r_{it+1} = \gamma_{0,t+1} + \gamma_{t+1}'\beta_{it} + e_{it+1} \qquad (3.4)$$

où $\gamma_{0,t+1}$ est l'ordonnée, $\gamma_{t+1} = (\gamma_{1,t+1}, \gamma_{2,t+1}, \gamma_{3,t+1})'$ est les coefficients. Les bêtas sont obtenus par le système d'équation (2.11). La significativité des coefficients nous montrent les pouvoirs d'explication des facteurs choisis.

Les tests traditionnels calculent les bêtas des actifs, et ensuite regroupent les actifs en portefeuilles selon leurs bêtas, et puis calculent les bêtas des portefeuilles pour finalement réaliser la régression transversale des portefeuilles et faire le test. Mais la méthodologie de Harvey et Ferson utilise les variables instrumentales et garde les bêtas des actifs dans la régression transversale. En utilisant les variables instrumentales, nous avons les alphas et les bêtas des actifs individuels variant au cours du temps. Ceci nous permet de régresser transversalement et faire le test sans besoin de regrouper les actifs en portefeuilles.

3.2 Données

Nous utilisons la base de données sur le marché américain pour étudier. Les rendements des actifs sont ceux de firmes individuelles disponibles dans COMPUSTAT. Les groupes de firmes choisis sont S&P MidCap 400 Index, S&P SmallCap 600 Index, et S&P 1500 Super Composite Index pour la période de janvier 1989 à décembre 2008. Les firmes dont les données ne sont pas disponibles en au moins un mois sont éliminées. Donc il reste 527 firmes qui font l'objet du test.

Les facteurs du risque sont:

- Le taux de croissance mensuel de la production industrielle, r1.
- Le taux d'inflation, r2.
- Le taux de chômage, r3.

Ces trois facteurs sont les éléments du vecteur $r_{p,t+1}$. Ces données sont aussi disponibles dans COMPUSTAT. Le tableau 3.1 présente les statistiques descriptives relatives à ces trois facteurs.

Tableau 3.1 Statistiques descriptives relatives aux trois facteurs r1, r2, et r3 pour la période allant de janvier 1989 à novembre 2008 (239 mois)

	r1	*r2*	*r3*
Moyenne	91.2420	3.0387	5.4515
Erreur type	0.9810	0.0724	0.0610
Médian	97.4820	2.8630	5.4000
Mode	103.2800	2.6730	5.6000
Écart type	15.1661	1.1198	0.9437
Variance de l'échantillon	230.0115	1.2540	0.8907
Coefficient d'aplatissement	-1.4732	0.3758	-0.4329
Coefficient d'asymétrie	-0.2893	0.6353	0.4887
Étendue Range	44.9330	6.4560	4.0000
Minimum	67.4670	-0.0760	3.8000
Maximum	112.4000	6.3800	7.8000
Somme	21806.8360	726.2600	1302.9000
Nombre d'observation	239	239	239

Quant aux variables instrumentales, Z_t, comme dans Ferson et Harvey (1999), seront un vecteur de 5x1. Les cinq éléments du Z_t sont:

- L'écart de rendement entre bons du Trésor à trois mois et bons du Trésor à un mois, z1.
- Le rendement en dividendes de l'indice Standard and Poor's 500, z2.
- L'écart de rendement entre obligations cotées Baa et Aaa par Moody's, z3.
- L'écart de rendement entre obligations à dix ans et obligations à un an, z4.
- Le rendement des bons du Trésor à un mois, z5.

Ces données sont disponibles sur le site web http://stlouisfed.org/. Les rendements de bons du Trésor à un mois pour la période de janvier 1989 à mai 1999, nous utilisons les données du COMPUSTAT, pour la période de juillet 2001 à décembre 2008, sur le site web http://stlouisfed.org/, et pour la période de juin 1999 à juin 2001, nous les remplaçons par les rendements du papier commercial à un mois. Le tableau 3.2 présente les statistiques descriptives relatives aux variables instrumentales.

Tableau 3.2 Statistiques descriptives relatives aux cinq variables instrumentales Z1, Z2, Z3, Z4, et Z5 pour la période allant de Janvier 1989 à Novembre 2008 (239 mois)

	z1	*z2*	*Z3*	*Z4*	*Z5*
Moyenne	0.25644	0.00764	-0.88213	1.23310	1.23310
Erreur type	0.02006	0.00271	0.01873	0.07025	0.07025
Médian	0.21000	0.01276	-0.84000	0.97000	0.97000
Écart type	0.31018	0.04196	0.28955	1.08604	1.08604
Variance de l'échantillon	0.09621	0.00176	0.08384	1.17949	1.17949
Coefficient d'aplatissement	8.47122	1.50710	18.10462	-1.23909	-1.23909
Coefficient d'asymétrie	2.13589	-0.66341	-3.12361	0.31750	0.31750
Étendue Range	2.43000	0.28232	2.54000	3.70000	3.70000
Minimum	-0.33000	-0.16795	-3.09000	-0.41000	-0.41000
Maximum	2.10000	0.11437	-0.55000	3.29000	3.29000
Somme	61.29000	1.82538	-210.83000	294.71000	294.71000
Nombre d'observation	239	239	239	239	239

3.3 Résultats

Nous régressons l'équation (3.3) et obtenons la matrice B des coefficients de 24x527 pour 527 actifs.

$$B = \begin{bmatrix} \alpha_{0,1} & \alpha_{0,2} & \alpha_{0,3} & \cdots & \alpha_{0,527} \\ a_{1,1} & a_{1,2} & a_{1,3} & \cdots & a_{1,527} \\ a_{2,1} & a_{2,2} & a_{2,3} & \cdots & a_{2,527} \\ a_{3,1} & a_{3,2} & a_{3,3} & \cdots & a_{3,527} \\ a_{4,1} & a_{4,2} & a_{4,3} & \cdots & a_{4,527} \\ a_{5,1} & a_{5,2} & a_{5,3} & \cdots & a_{5,527} \\ b_{01,1} & b_{01,2} & b_{01,3} & \cdots & b_{01,527} \\ b_{02,1} & b_{02,2} & b_{02,3} & \cdots & b_{02,527} \\ b_{03,1} & b_{03,2} & b_{03,3} & \cdots & b_{03,527} \\ b_{11,1} & b_{11,2} & b_{11,3} & \cdots & b_{11,527} \\ b_{12,1} & b_{12,2} & b_{12,3} & \cdots & b_{12,527} \\ b_{13,1} & b_{13,2} & b_{13,3} & \cdots & b_{13,527} \\ b_{14,1} & b_{14,2} & b_{14,3} & \cdots & b_{14,527} \\ b_{15,1} & b_{15,2} & b_{15,3} & \cdots & b_{15,527} \\ b_{21,1} & b_{21,2} & b_{21,3} & \cdots & b_{21,527} \\ b_{22,1} & b_{22,2} & b_{22,3} & \cdots & b_{22,527} \\ b_{23,1} & b_{23,2} & b_{23,3} & \cdots & b_{23,527} \\ b_{24,1} & b_{24,2} & b_{24,3} & \cdots & b_{24,527} \\ b_{25,1} & b_{25,2} & b_{25,3} & \cdots & b_{25,527} \\ b_{31,1} & b_{31,2} & b_{31,3} & \cdots & b_{31,527} \\ b_{32,1} & b_{32,2} & b_{32,3} & \cdots & b_{32,527} \\ b_{33,1} & b_{33,2} & b_{33,3} & \cdots & b_{33,527} \\ b_{34,1} & b_{34,2} & b_{34,3} & \cdots & b_{34,527} \\ b_{35,1} & b_{35,2} & b_{35,3} & \cdots & b_{35,527} \end{bmatrix}$$

Le tableau 3.3 présente les valeurs de la moyenne des coefficients des 527 régressions en séries chronologiques pour chaque actif, et l'erreur type, t statistique et p value équivalents aux coefficients.

D'après le tableau 3.3, il y a 14 coefficients ($a_1, a_4, a_5, b_{02}, b_{11}, b_{12}, b_{14}, b_{15}, b_{21}, b_{22}$, b_{24}, b_{25}, b_{31}, b_{33}) qui ne sont pas significativement différents de zéro, et 10 coefficients ($\alpha_0, a_2, a_3, b_{01}, b_{03}, b_{13}, b_{23}, b_{32}, b_{34}, b_{35}$) qui sont significativement différents de zéro au seuil de 5%. Concernant les cinq variables instrumentales, seulement deux variables, Z2 et Z3 ont les p values inférieures à 5%, les trois autres variables, Z1, Z4, et Z5 ont les p values supérieures à 5%. Ceci nous dit que a_2 et a_3 peuvent expliquer directement les rendements excédentaires des actifs. Pour les trois facteurs, les coefficients de deux facteurs R1 et R3 sont significativement différents de zéro, mais le coefficient de R2 n'est pas significativement différent de zéro. Autrement dit, R1 et R3 peuvent expliquer les rendements des actifs mais R2 n'explique pas les rendements des actifs.

Tableau 3.3 Régression en séries chronologiques

	Moyenne	Erreur type	t statistique	p value
α_0	-25.9410	10.8890	-2.3823	0.02
a_1	0.3061	1.6250	0.1884	0.85
a_2	9.5258	3.0898	3.0830	0.00
a_3	-15.1600	5.7197	-2.6505	0.01
a_4	1.1882	1.8659	0.6368	0.52
a_5	0.1095	1.0914	0.1003	0.92
b_{01}	0.1570	0.0575	2.7298	0.01
b_{02}	0.2951	0.3039	0.9710	0.33
b_{03}	3.1591	0.9425	3.3519	0.00
b_{11}	0.0084	0.0130	0.6451	0.52
b_{12}	-0.0156	0.0222	-0.7031	0.48
b_{13}	0.1255	0.0362	3.4651	0.00
b_{14}	0.0008	0.0130	0.0620	0.95

Tableau 3.3 Régression en séries chronologiques (suite)

	Moyenne	Erreur type	t statistique	p value
b_{15}	0.0013	0.0069	0.1966	0.84
b_{21}	-0.0426	0.0669	-0.6366	0.52
b_{22}	0.2428	0.2504	0.9695	0.33
b_{23}	0.6228	0.1929	3.2289	0.00
b_{24}	0.0031	0.0629	0.0492	0.96
b_{25}	0.0367	0.0288	1.2774	0.20
b_{31}	-0.2518	0.1574	-1.6002	0.11
b_{32}	-1.3283	0.3121	-4.2555	0.00
b_{33}	0.6988	0.3881	1.8006	0.07
b_{34}	-0.3355	0.1401	-2.3943	0.02
b_{35}	-0.2159	0.1014	-2.1293	0.03

À partir du résultat dans le tableau 3.3, nous calculons les trois bêtas équivalents à trois facteurs comme le système de l'équation (2.11).

$\beta_{it} = b_{0i} + b_{1i}' Z_t$

$$\beta_{it} = \begin{bmatrix} \beta_{1i,t} \\ \beta_{2i,t} \\ \beta_{3i,t} \end{bmatrix}, \; b_{0i} = \begin{bmatrix} b_{01,i} \\ b_{02,i} \\ b_{03,i} \end{bmatrix}, \; b_{1i} = \begin{bmatrix} b_{11,i} & b_{21,i} & b_{31,i} \\ b_{12,i} & b_{22,i} & b_{32,i} \\ b_{13,i} & b_{23,i} & b_{33,i} \\ b_{14,i} & b_{24,i} & b_{34,i} \\ b_{15,i} & b_{25,i} & b_{35,i} \end{bmatrix}, \; Z_t = \begin{bmatrix} z_{1t} \\ z_{2t} \\ z_{3t} \\ z_{4t} \\ z_{5t} \end{bmatrix}$$

En notation non – matricielle:

$$\beta_{1i,t} = b_{01,i} + b_{11,i} z_{1t} + b_{12,i} z_{2t} + b_{13,i} z_{3t} + b_{14,i} z_{4t} + b_{15,i} z_{5t}$$
$$\beta_{2i,t} = b_{02,i} + b_{21,i} z_{1t} + b_{22,i} z_{2t} + b_{23,i} z_{3t} + b_{24,i} z_{4t} + b_{25,i} z_{5t}$$
$$\beta_{3i,t} = b_{03,i} + b_{31,i} z_{1t} + b_{32,i} z_{2t} + b_{33,i} z_{3t} + b_{34,i} z_{4t} + b_{35,i} z_{5t}$$

Les bêtas varient au cours du temps t et à chaque actif i. $\beta_{1i,t}, \beta_{2i,t}, \beta_{3i,t}$ sont trois matrices de 239x527. Nous utilisons ces bêtas pour la régression transversale.

$$r_{i,t+1} = \gamma_{0,t+1} + \gamma_{t+1}' \beta_{it} + e_{it+1}$$

Pour chaque t, $\gamma_{o,t+1}$ est un scalaire, $\gamma_{t+1} = \begin{bmatrix} \gamma_{1,t+1} \\ \gamma_{2,t+1} \\ \gamma_{3,t+1} \end{bmatrix}$, $\beta_{it} = \begin{bmatrix} \beta_{1i,t} \\ \beta_{2i,t} \\ \beta_{3i,t} \end{bmatrix}$

Le résultat des régressions transversales est présenté dans le tableau 3.4.

Tableau 3.4
Régression en coupe transversale pour la période globale et quatre sous – périodes

	Moyenne	Erreur type	t ratio	p value
02/1989 – 12/2008				
γ_0	0.5353	0.1127	4.7484	0.0000
γ_1	-1.9250	0.6415	-3.0006	0.0030
γ_2	-0.2589	0.0833	-3.1071	0.0021
γ_3	0.0777	0.0460	1.6900	0.0923
02/1989 – 12/1993				
γ_0	-1.1232	0.2468	-4.5518	0.0000
γ_1	-13.3956	0.4749	-28.2053	0.0000
γ_2	0.6896	0.1106	6.2327	0.0000
γ_3	0.8377	0.0567	14.7715	0.0000
01/1994 – 12/1998				
γ_0	0.7078	0.0770	9.1935	0.0000
γ_1	-7.2424	0.6262	-11.5648	0.0000
γ_2	-1.2647	0.1270	-9.9618	0.0000
γ_3	0.0635	0.0706	0.8999	0.3718

Tableau 3.4

Régression en coupe transversale pour la période globale et quatre sous – périodes (suite)

01/1999 – 12/2003				
γ_0	0.7035	0.1800	3.9073	0.0002
γ_1	4.0152	0.5143	7.8066	0.0000
γ_2	-0.5907	0.1112	-5.3140	0.0000
γ_3	-0.2735	0.1015	-2.6933	0.0092
01/2004 – 12/2008				
γ_0	1.8754	0.1685	11.1323	0.0000
γ_1	9.1066	0.6395	14.2407	0.0000
γ_2	0.1366	0.1876	0.7282	0.4694
γ_3	-0.3238	0.0298	-10.8741	0.0000

D'après le tableau 3.4, pour la période globale de janvier 1989 à novembre 2008, γ_0, γ_1 et γ_2 sont significatifs, et γ_3 n'est pas significatif. Pour les quatre sous – périodes, γ_0 et γ_1 sont aussi significatifs mais γ_2 n'est pas significatif pour la sous période 2004 – 2008. γ_3 est significatif pour la période globale et seulement une sous période 1994 – 1998.

Selon le modèle, la valeur du γ_0 est théoriquement égale à zéro. Le résultat dans le tableau 3.4 nous montre que γ_0 est toujours significativement différent de zéro pour la période globale et pour les quatre sous – périodes. Ce résultat rejette le modèle. Trois facteurs choisis ne sont pas suffisants pour expliquer les covariances entre les rendements des actifs.

Les coefficients a2 et a3 présentent des valeurs absolues élevées avec les valeurs élevées de leurs t statistiques. Ceci nous montre qu'ils sont significativement différents de zéro. Ce résultat nous montre aussi que les trois facteurs choisis ne sont pas suffisants pour expliquer les covariances entre les rendements des actifs. Les autres facteurs doivent être rajoutés au modèle.

CONCLUSION

Pour tester un modèle d'évaluation, nous avons normalement regroupé les actifs en portefeuille comme les tests de Black (1972), de Fama et MacBeth (1973), et de Fama et French (1992, 1993). Selon la théorie économétrique, cette méthode fait perdre les informations des actifs.

Dans ce mémoire, nous avons testé le modèle d'évaluation par arbitrage à trois facteurs. Nous avons régressé les rendements des actifs en séries chronologiques et en coupe transversale. Les rendements actifs sont individuellement régressés. Ils ne sont pas regroupés en portefeuille comme dans les tests précédents. Avec cette méthode, nous pouvons garder la nature des rendements des actifs. Les trois facteurs du modèle sont le taux de croissance mensuel de la production industrielle, le taux d'inflation, le taux de chômage. Nous avons aussi fait entrer dans le modèle des variables instrumentales pour renforcer le pouvoir d'explication. Les variables instrumentales sont l'écart de rendement entre le bons du Trésor à trois mois et le bons du Trésor à un mois, le rendement en dividendes de l'indice Standard and Poor's 500, l'écart de rendement entre les obligations cotées Baa et Aaa par Moody's, l'écart de rendement entre les obligations à dix ans et obligations à un an. Ces variables influencent les rendements de tous les actifs. Elles influencent directement sur valeurs des bêtas. Cet influence permet d'avoir les bêtas variant au cours du temps.

Le résultat obtenu a rejeté le modèle. La moyenne de l'intercepte des régressions en coupe transversale n'est pas significativement différente de zéro. Nous avons trouvé aussi que les deux variables instrumentales sont significatives. Elles sont le rendement en dividendes de l'indice Standard and Poor's 500 et l'écart de rendement entre les obligations cotées Baa et Aaa par Moody's. Ce résultat nous indique qu'il faut ajouter d'autres facteurs dans le modèle.

BIBLIOGRAPHIE

Ambler, Steve, 2007, Notes de cours ECO6080, l'Université du Québec à Montréal.

Banz, R.W, 1981, "The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks", Journal of Finance 9, 3 – 18.

Berk, Jonathan, 1995, "A critique of size related anomalies", Review of Financial Studies 8, 275 – 286.

Berk, Jonathan, 1998, "Sorting out sorts", NBER Working Paper Series.

Black, Fischer, Michael C. Jensen, et Myron Scholes, 1972, "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests", Papier de Recherche, (Praeger, New York).

Fama, Eugene F. et Kenneth R. French, 1992, "The Cross-Section of Expected Stock Returns", The Journal of Finance 47, 427 – 465.

Fama, Eugene F. et Kenneth R. French, 1993, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", Journal of Financial Economics 33, 3 – 56.

Fama. Eugene F et James MacBeth, 1973, "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", Journal of Political Economy 81, 607 – 636.

Ferson, Wayne E. et Harvey, Campbell R., 1999, "Conditioning Variables and the Cross – Section of Stock Returns", NBER Working Paper Series.

Haugen, Robert A., 2001, Modern Investment Theory, 5ème édition, New Jersey, Prentice Hall.

Lintner, John, 1965, "Security Prices, Risk, and Maximal Gains from Diversification", The Journal of Finance 20, 587 – 615.

Litzenberger, Robert H., et Krishna Ramaswamy, 1979, "The Effect of Personal Taxes and Dividends on Capital Asset Prices: Theory and empirical evidence", Journal of Financial Economics 7, 163 – 196.

Lo, A. and C. MacKinlay, 1990b, "Data-Snooping Biases in Tests of Financial Asset Pricing Models", Review of Financial Studies 3, 431 – 467.

Markowitz, 1959, Portfolio selection, Cowles Foundation for Research in Economics at Yale University.

Mossin, Jan, 1966, "Equilibrium in a Capital Asset Market", Econometrica 34, 768 – 783.

Roll, R., 1977, "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests", Journal of Financial Economies 4, 129 – 176.

Roll, Richard, et Ross, Stephen, 1980, "An empirical investigation of the arbitrage pricing theory", Journal of Finance 35, 1073 – 1103.

Ross, S., 1976, "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", Journal of Economie Theory 13, 341 – 360.

Sharpe, William F., 1964, "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", The Journal of Finance 19, 425 – 442.