Modèle d'équilibre des actifs financiers et autres facteurs de risque: le cas belge

Albert Corhay[1] et Ghada El Khoury[2]

1. Introduction

La préoccupation principale pour tout investisseur est de pouvoir choisir les titres qui lui permettent de maximiser le rendement de son portefeuille tout en sachant qu'il existe un risque. Les principes fondamentaux de la constitution d'un portefeuille reposent donc constamment sur un arbitrage entre le risque de celui-ci et sa rentabilité. Le problème consiste à trouver la combinaison d'actifs ayant le rapport rendement /risque optimal étant donné le niveau d'aversion pour le risque d'un investisseur.

Cette relation rendement/risque a été l'objet de nombreuses recherches en finance, et à l'heure actuelle, du fait d'une plus grande accessibilité des données et de l'existence de modèles économétriques plus sophistiqués et plus facilement applicables, elle reste un sujet de recherche empirique privilégié.

Ainsi, l'objectif de cet article est d'examiner la relation entre le taux de rendements des titres belges cotés à la Bourse de Bruxelles et divers facteurs de risque. Le modèle qui est à la base des tests empiriques est le MEDAF (Modèle d'Evaluation des Actifs Financiers) de Sharpe (1964), Lintner (1965) et Mossin (1966).

Selon le MEDAF, il existe à l'équilibre une relation linéaire entre le taux de rendement espéré d'un titre *i* et le niveau de risque de ce titre, mesuré par son coefficient β_i.

$$E\left[R_i\right] = R_f + \beta_i\left(E\left[R_m\right] - R_f\right) \tag{1}$$

Le β_i est estimé à partir du modèle de marché de Sharpe (1963).

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

où

$$\beta_i = \frac{\text{cov}(R_i, R_m)}{\sigma_m^2} \tag{3}$$

[1] HEC-Ecole de gestion de l'Université de Liège - place du XX Août 7 (A1) - 4000 Liège, Belgique
[2] HEC-Ecole de gestion de l'Université de Liège - rue Louvrex 14 (N1) - 4000 Liège, Belgique

Ainsi le MEDAF spécifie qu'à tout moment *t*, le rendement qu'un investisseur peut espérer d'un titre est égal au taux de rendement sans risque R_f auquel il faut ajouter un rendement additionnel lié au le risque qu'il prend. Ce rendement additionnel est le produit du niveau de risque ou risque systématique, mesuré par le β_i, et la prime de risque mesurée par la différence entre le rendement espéré du marché $E\left[R_m\right]$ et le taux de rendement sans risque R_f. Sans revenir sur toutes les hypothèses qui sont à la base du MEDAF, il apparaît clairement d'une part, que le niveau de risque n'est pas le risque total mesuré par la variance mais le risque systématique, ce qui caractérise le fait que le titre fait partie d'un portefeuille bien diversifié (Sharpe, 1963). D'autre part, il paraît rationnel que la prime de risque doit être positive. Aucun investisseur n'accepterait de prendre de risque supplémentaire sans pouvoir espérer un rendement additionnel. Ceci implique que tout investisseur ait un comportement exprimant de l'aversion pour le risque.

Diverses études empiriques ont mis en question la validité du MEDAF. Certaines ont examiné la prime de risque et elles ont observé que celle-ci n'est pas toujours positive, ni linéaire et est même parfois négative sur de longues périodes, rejetant de ce fait la validité du coefficient β en tant que mesure du risque des titres. D'autres ont mis en évidence des facteurs de risque complémentaires, qui peuvent aussi être considérées comme des anomalies de marché ou des inefficiences du marché par rapport au MEDAF. L'effet du « price earning ratio » (PER) (Basu, 1977) ou encore l'effet de taille (Banz, 1981) ont été les premiers à être mis en évidence. On peut observer des différences significatives entre les taux de rendement de titres ayant le même niveau de risque systématique mais ayant un PER ou une taille différente. Ainsi, par exemple, l'effet de taille se manifeste par le fait que les titres à faible capitalisation boursière ont un taux de rendement supérieur aux taux de rendement des titres à forte capitalisation alors que leur niveau de risque systématique est similaire. Des modèles plus récents tels que ceux de Fama-French (1993) ou Carhart (1997) sont plus complets. Le premier utilise le « book-to-market equity » ou ratio de la valeur comptable par la valeur de capitalisation boursière ainsi que la capitalisation boursière comme facteurs de risque additionnels. Le second, quant à lui, ajoute l'effet momentum au modèle de Fama-French. Cet effet caractérise le fait que les titres ayant performé durant un certaine période ont tendance à avoir par après un taux de rendement supérieur par rapport aux titres ayant moins bien performé.

Pour ce qui nous concerne, nous nous sommes concentrés sur la taille ou valeur de marché des titres ainsi que sur le volume de transaction des titres, deux variables qui permettent à notre avis de prendre en considération les différences qui pourraient exister sur un plan statique ou structurel (la taille) et un plan dynamique (le volume de transaction). L'effet de taille a été mis en évidence par Banz en 1981. Banz a observé que, à niveau de risque systématique β (beta) égal, les taux de rendement espérés sont plus élevés pour les entreprises de faible capitalisation que pour les entreprises de grande capitalisation. On peut en effet considérer que plus la capitalisation d'un titre est faible, plus ce titre présente de risque et, de là que les investisseurs sont en droit d'espérer un taux de rendement supérieur. Pour ce qui concerne le volume de transaction, s'il est un facteur de risque pour les titres, il faut s'attendre à ce que celui-ci ait un impact sur l'efficience du marché. Ainsi, les titres à volume de transaction élevé devraient être moins risqués que les titres à volume de transaction plus faible. Les investisseurs seraient donc à nouveau en droit d'espérer un taux de rendement supérieur pour les titres à volume de transaction plus faible.

Dans cet article, nous avons également voulu examiner quel pourrait être l'impact du choix de la longueur de l'intervalle utilisé pour calculer les taux de rendement des titres sur les facteurs de risque étudiés. La valeur du paramètre β ne devrait pas dépendre de la longueur de l'intervalle utilisé pour le calcul des taux de rendement. Quel que soit l'intervalle, la mesure du risque devrait être constante pour une période donnée. Il a été rapidement constaté cependant que ce n'est généralement pas le cas, tout particulièrement pour ce qui concerne les marchés étroits à volume de transaction plus faibles. Ainsi, Corhay (1990 et 1992) a mis en évidence des variations importantes dans les estimations des coefficients β des titres belges. Les titres à faible valeur de capitalisation ont un coefficient β qui est sous-estimé pour des intervalles courts alors que ceux des titres à forte capitalisation sont surestimés. Lorsque la longueur des intervalles utilisés pour calculer les taux de rendement est allongée, les coefficients obtenus deviennent plus stables. L'existence de cet effet est due à la présence de corrélations croisées entre les taux de rendement des titres et d'autocorrélations dans ceux de l'indice de marché. Ces corrélations sont générées par le délai de l'intégration de l'information dans les prix des titres peu liquides et des biais qui en résultent dans le calcul de la valeur de l'indice.

A notre connaissance, il n'existe pas d'article abordant l'impact de l'effet d'intervalle sur les tests relatifs aux modèles d'équilibre. Certes, le fait que ces tests utilisent généralement des données mensuelles laisse supposer que l'effet d'intervalle n'a pas ou peu d'impact ; mais dans la mesure où cet effet, à l'instar de l'effet de taille, met en opposition petites et grandes entreprise, il est intéressant d'examiner si ces deux effets sont liés.

Ainsi, de manière résumée nous allons tester dans cet article l'existence d'une relation linéaire entre le rendement espéré des actifs financiers et le risque systématique des titres, leur valeur de marché et le volume de transaction de ceux-ci, et ce, lorsque les taux de rendement sont calculés sur une base journalière, hebdomadaire et mensuelle.

2. Les données

L'échantillon est composé des titres domestiques cotés à la Bourse de Bruxelles du 01/01/2000 au 31/12/2007. L'échantillon final comporte 114 titres qui sont cotés sur toute la période. Les prix, nombre d'actions et les volumes de transaction proviennent de la base de données Datastream. L'indice utilisé est le BEL20, indice pondéré calculé à partir des cours des vingt titres belges les plus importants en termes de valeur de marché et de volume de transaction sur la Bourse des Bruxelles.

Les taux de rendements sont calculés par la différence entre les logarithmes naturels de deux prix consécutifs:

$$R_{it} = \ln(P_{it}) - \ln(P_{it-1}) \tag{4}$$

Ainsi, pour les données journalières P_{it} représente le cours de clôture du titre *i* au jour *t*. Pour ce qui concerne les données hebdomadaires, il s'agit du cours de clôture du jeudi de chaque semaine. Enfin pour les données mensuelles, il s'agit du cours de clôture du dernier jour de chaque mois.

La valeur de marché d'un titre à un moment donné est égale au produit du prix de ce titre par le nombre de titre émis. Etant donné que le nombre de titres n'est pas disponible sur l'ensemble de la période étudiée, la moyenne sur la période avril 2002 à décembre 2007 a été calculée, et la valeur de marché MV_i utilisée par après dans les modèles est égale à la valeur de marché relative

$$MV_i = \frac{V_i - V_m}{V_m} \tag{5}$$

où V_i et V_m sont les valeurs de marché du titre *i* et de tous les titres utilisés dans cette étude.

Enfin, le volume de transaction pour chaque titre et pour une période donnée VO_{it} est égal au total du nombre de transaction sur la période concernée. Afin d'éliminer l'effet de grandeur qui pourrait apparaître, ce total est divisé par la valeur de marché du titre.

$$VO_{it} = \frac{Volume\,de\,transaction_{it}}{V_i} \tag{6}$$

3. Méthodologie

Le MEDAF, tel qu'il est exprimé dans l'équation (1), exprime une relation entre l'espérance de rendement d'un titre et le niveau de risque de ce même titre. En vue de tester ce modèle à partir de données historiques, nous utilisons le processus stochastique générateur des taux de rendement suivant :

$$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{1t}\beta_i + \tilde{\mu}_{it} \tag{7}$$

où $\tilde{\gamma}_{0t}$ et $\tilde{\gamma}_{1t}$ sont les variables stochastiques et $\tilde{\mu}_{it}$ est un bruit blanc, et β_i est le risque systématique du titre i, estimé au moyen du Modèle de marché (Sharpe, 1963), qui établit sur une période donnée, la relation entre les taux de rendement du titre *i* $\tilde{R}_{it}$ et les taux de rendement du marché $\tilde{R}_{mt}$:

$$\tilde{R}_{it} = \alpha_i + \beta_i \tilde{R}_{mt} + \tilde{\varepsilon}_{it} \tag{8}$$

où α_i est le taux de rendement spécifique du titre *i*, β_i est le niveau de risque ou volatilité du titre *i*, et $\tilde{\varepsilon}_{it}$ est un bruit blanc, avec

$$\hat{\beta}_i = \frac{\tilde{\operatorname{cov}}\left(\tilde{R}_{it}, \tilde{R}_{mt}\right)}{\tilde{\operatorname{var}}\left(\tilde{R}_{mt}\right)} \tag{9}$$

Les deux variables stochastiques de l'équation (7), $\tilde{\gamma}_{0t}$ et $\tilde{\gamma}_{1t}$, sont respectivement des estimateurs du taux sans risque R_f et de la prime de risque $\left(E\left[R_m\right] - R_f\right)$ de l'équation (1).

De manière générale, lorsque nous allons tester un ou plusieurs facteurs de risque, le processus stochastique générateur des taux de rendement s'écrit :

$$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{1t} F_{1i} + \tilde{\gamma}_{2t} F_{2i} + \ldots + \tilde{\gamma}_{kt} F_{ki} + \tilde{\mu}_{it} \tag{10}$$

où $F_{1i}, F_{2i}, \ldots, F_{ki}$ sont les différents facteurs de risque déterminant le taux de rendement espéré du titre *i*. La variable stochastique $\tilde{\gamma}_{0t}$ est l'estimateur du taux sans risque et les variables stochastiques $\tilde{\gamma}_{1t}, \tilde{\gamma}_{2t}, \ldots, \tilde{\gamma}_{kt}$ sont les primes de risques associées aux facteurs de risque.

La méthode que nous utilisons pour réaliser les tests est celle développée par Fama et MacBeth (1973). Cette dernière se base sur l'utilisation de portefeuilles plutôt que de titres individuels de façon à limiter les biais qui peuvent apparaître dans les estimations des facteurs de risque individuels. Ceci est d'autant plus pertinent que nous utilisons des taux de rendement calculés sur des intervalles courts tels que le jour ou la semaine. Citons, à titre d'exemple, l'effet d'intervalle sur l'estimation des betas qui se manifeste particulièrement sur le marché belge pour des longueurs d'intervalle inférieures à un mois (Corhay, 1992).

Trois périodes consécutives sont définies. L'utilisation de celles-ci limite le biais dû au fait que le coefficient β en particulier doit être estimé à partir du Modèle de marché (8) et donc à partir de l'analyse de séries temporelles. Cela permet de ne pas utiliser des périodes dont les observations interviendraient à la fois dans la composition des portefeuilles, l'estimation du facteur de risque et l'estimation proprement dite. Ainsi, une première période, la période de formation, dont la longueur est de 100 jours, 20 semaines ou 12 mois, sert à construire les portefeuilles à partir des valeurs d'un facteur de risque déterminé, le coefficient β, la valeur de marché ou le volume de transaction. Les titres sont alors regroupés en dix portefeuilles en fonction de la valeur d'un facteur de risque déterminé sur une base décroissante. Une deuxième période de 100 jours, 20 semaines ou 12 mois, la période d'estimation, est ensuite utilisée pour estimer la valeur d'un ou plusieurs facteurs de risque de chaque titre selon le modèle testé dans l'équation (7) ou (10) et calculer leur valeur moyenne pour chaque portefeuille précédemment constitué. Cette valeur moyenne sera par après utilisée dans la troisième période de test de 100 jours, 20 semaines ou 12 mois comme facteur de risque $F_{1i}, F_{2i}, ..., F_{ki}$ ou variable indépendante β_i dans l'équation (7) ou (10) où les taux de rendements moyens des mêmes portefeuilles sont régressés par rapport aux valeurs des facteurs de risque des portefeuilles.

Nous obtenons ainsi les valeurs des coefficients $\tilde{\gamma}_{0t}, \tilde{\gamma}_{1t}, \tilde{\gamma}_{2t}, ..., \tilde{\gamma}_{kt}$ pour chaque jour, semaine ou mois de la troisième période. L'ensemble des trois périodes consécutives est ensuite décalé pour une période équivalente à la période de test et l'analyse est renouvelée ; ceci tant que la période de test ne dépasse pas décembre 2007. Il reste alors à analyser les coefficients $\tilde{\gamma}_{0t}, \tilde{\gamma}_{1t}, \tilde{\gamma}_{2t}, ..., \tilde{\gamma}_{kt}$ en fonction des hypothèses testées.

Le processus stochastique générateur des taux de rendement (7) est ainsi adapté pour tester l'existence de différentes relations entre l'espérance de rendement des titres et différents facteurs de risque. Notons, qu'en cas d'efficience du marché, seuls les coefficients $\tilde{\gamma}_{0t}$ et $\tilde{\gamma}_{1t}$ devraient être pris en compte par les investisseurs.

Hypothèse 1

Il existe une relation linéaire et positive entre le rendement espéré des actifs financiers et leur risque systématique. Il s'agit ici de tester la validité du MEDAF. Le processus stochastique est celui décrit dans l'équation (7).

Hypothèse 1: $$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{1t}\beta_i + \tilde{\mu}_{it} \quad (7)$$

Dans ce cas, si le MEDAF est le modèle approprié, $E\left[\tilde{\gamma}_{0t}\right]$ est l'estimateur du taux d'intérêt sans risque et $E\left[\tilde{\gamma}_{1t}\right]$ est l'estimateur de la prime de risque, et tous deux devraient être positifs.

Hypothèse 2

Il existe une relation linéaire et négative entre le rendement espéré des actifs financiers et la valeur de marché des titres. Cette hypothèse est testée au moyen des deux processus stochastiques suivants :

Hypothèse 2a: $$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{2t}MV_i + \tilde{\mu}_{it} \quad (11)$$

Hypothèse 2b: $$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{1t}\beta_i + \tilde{\gamma}_{2t}MV_i + \tilde{\mu}_{it} \quad (12)$$

Dans le cas de l'équation (11), les portefeuilles ont été formés sur base de la valeur de marché des titres et en ordre décroissant de celle-ci. La composition des portefeuilles reste établie sur la valeur des β dans l'équation (12).

S'il existe un effet de taille, cela devrait se manifester par le fait que la valeur de marché des titres est un facteur de risque. La présence d'un effet de taille implique que $E\left[\tilde{\gamma}_{2t}\right]$ soit négatif.

Hypothèse 3

Il existe une relation linéaire et négative entre le rendement espéré des actifs financiers et le volume de transaction des titres. Cette hypothèse est testée au moyen des deux processus stochastiques suivants :

Hypothèse 3a: $$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{3t} VO_{it} + \tilde{\mu}_{it} \tag{13}$$

Hypothèse 3b: $$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{1t}\beta_i + \tilde{\gamma}_{3t} VO_{it} + \tilde{\mu}_{it} \tag{14}$$

De manière similaire, dans le cas de l'équation (13), les portefeuilles ont été formés sur base du volume de transaction des titres et en ordre décroissant de celui-ci, alors que la composition des portefeuilles reste établie sur la valeur des β dans l'équation (14).

Si le volume de transaction est un facteur de risque, on devrait s'attendre à ce que le risque d'un titre diminue lorsque le volume de transaction augmente. Cette présence devrait donc impliquer que $E\left[\tilde{\gamma}_{3t}\right]$ soit négatif.

4. Résultats empiriques

L'analyse empirique est la suivante. Les trois hypothèses sont testées selon la méthode de Fama et MacBeth décrite plus haut. Nous avons réalisé les tests avec un nombre de 5, 8 et 10 portefeuilles. Le nombre de titres dans chaque portefeuille est le même sauf pour ce qui concerne le premier et le dernier portefeuilles si le nombre total de titres de l'échantillon n'est pas un multiple du nombre de portefeuilles. Dans ce cas, ces deux portefeuilles se partagent les titres excédentaires. Dans la mesure où nous n'avons pas relevé de différences fondamentales dans les résultats en fonction du nombre de portefeuilles utilisés, nous ne reprenons dans cet article que les résultats pour dix portefeuilles. Le nombre de titres par portefeuille est dans ce cas égal à dix titres sauf pour ce qui concerne le premier et le dernier portefeuilles qui en comptent douze.

La longueur des périodes de formation des portefeuilles, d'estimation des paramètres et de test est de 100 jours pour les données journalières, de 20 semaines pour les données hebdomadaires et de 12 mois pour les données mensuelles.

Le tableau 1 reprend les moyennes et les valeurs des tests de student au niveau de confiance de 5% des estimations des taux sans risque et des primes de risque sur toute la période de test qui va de février 2001 à décembre 2007 pour les cinq modèles et pour les différents intervalles. On ne peut que constater que l'hypothèse 1 ne se vérifie pas, les résultats ne valident pas l'existence du MEDAF. Les moyennes des $\tilde{\gamma}_{0t}$, estimations du taux sans risque, sont toutes positives, mais la valeur n'est statistiquement significative que dans le cas des taux de rendement mensuels. Ce résultat n'est pas très surprenant dans la mesure où la valeur attendue est directement fonction de la longueur d'intervalle. Plus l'intervalle est long, plus le taux de rendement sans risque sera élevé et plus l'agrégation temporelle gommera les variations de courte durée.

Les moyennes des $\tilde{\gamma}_{1t}$ sont positives pour les données hebdomadaires et mensuelles et est négative pour les données journalières, mais aucune n'est statistiquement significative. Ainsi, sur toute la période de test, les investisseurs n'ont pas en moyenne été rémunérés pour le risque qu'ils ont pris. La même remarque peut être faite pour ce qui concerne les moyennes des $\tilde{\gamma}_{1t}$ des modèles (12) et (14), la prime de risque liée au β, bien que parfois positive, n'est jamais statistiquement significative.

Concernant la deuxième hypothèse, les moyennes des coefficients $\tilde{\gamma}_{0t}$ des modèles (11) et (12) sont encore toutes positives, ce qui est cohérent, mais elles ne sont pas statistiquement significatives. Les moyennes des $\tilde{\gamma}_{2t}$ sont par contre souvent positives mais pas statistiquement significatives, ce qui va à l'encontre de l'existence d'un effet de taille. Celui-ci n'est négatif que pour un intervalle d'un jour lorsque les portefeuilles sont formés sur base de la valeur des β dans le modèle (7). Toutes les moyennes des $\tilde{\gamma}_{1t}$ ne sont pas statistiquement significatives, bien que positives dans le cas des données hebdomadaires et mensuelles.

Enfin, pour ce qui concerne la troisième hypothèse, testée au moyen des modèles (13) et (14), on peut remarquer que toutes les moyennes des $\tilde{\gamma}_{0t}$ sont positives, ce qui est à nouveau cohérent avec l'existence d'un taux sans risque, mais une seule est statistiquement significative. Aucune moyenne des $\tilde{\gamma}_{1t}$ et des $\tilde{\gamma}_{3t}$ n'est statistiquement significative, ce qui met en évidence l'inadéquation de ces deux modèles et rejette l'existence d'une relation entre le rendement espéré des titres et leur volume d'activité.

La période couverte par les tests, est une période un peu particulière. Ainsi le début des années 2000, plus particulièrement l'année 2002, a été marqué par une crise financière correspondant à l'éclatement d'une bulle financière, caractérisé par une érosion des cours boursiers et ponctué de faillites retentissantes telles que celles d'Enron et de Worldcom. Toutes les places boursières ont été affectées. De même il faut noter que la crise des subprimes qui s'est manifestée dans le courant du deuxième semestre 2006, a frappé de plein fouet les marchés financiers dès le milieu de l'année 2007. L'évolution du BEL20, reprise dans le graphique 1, reflète bien ces deux crises. Le cours de BEL20 décroît lentement dès le milieu de l'année 2000, la reprise se marque au début de l'année 2003 pour se terminer en 2007 suite à l'apparition de la crise des subprimes. Il n'est donc pas surprenant que dans ce contexte de crise particulier sur la période étudiée, on n'observe pas de prime de risque positive.

Ces évènements sont donc susceptibles d'influencer les résultats observés. Dès lors, afin de mieux tester les différentes hypothèses, nous avons scindé la période de test en deux sous périodes, de février 2001 à avril 2003 et de mai 2003 à décembre 2007.

Les résultats pour ces deux sous périodes sont repris respectivement dans les tableaux 2 et 3.

De manière générale, les résultats observés sont intéressants. Pour ce qui concerne la seconde sous période, période de hausse du marché, les signes des coefficients relatifs aux différents facteurs de risque concordent le plus souvent avec ceux prévus dans les différentes hypothèses, du moins pour ce qui concerne les modèles à facteur de risque unique (7), (11) et (13). Le coefficient $\tilde{\gamma}_{1t}$ lié au β est positif dans tous les cas et il est statistiquement significatif pour les données hebdomadaires et mensuelles. Il apparaît donc qu'en cas de marché boursier en hausse, le MEDAF (hypothèse 1) soit validé. Les coefficients relatifs à la taille $\tilde{\gamma}_{2t}$ et au volume d'activité $\tilde{\gamma}_{3t}$ (hypothèses 2a et 3a) sont quant à eux négatifs. Ceci est conforme à l'existence d'un facteur de risque lié à la taille et au volume d'activité, mais néanmoins seul le $\tilde{\gamma}_{3t}$ pour les données mensuelles est statistiquement significatif. Les résultats des deux modèles (12) et (14) (hypothèses 2b et 3b), quant à eux, laissent apparaître aussi des coefficients $\tilde{\gamma}_{1t}$ positifs mais pas systématiquement statistiquement significatifs.

Les résultats de la première sous période, période baissière, mettent en évidence des coefficients dont les signes sont à l'opposé de ce qui est attendu dans pratiquement toutes les hypothèses et pour tous les intervalles. Toutes les primes de risque liées au β sont négatives (hypothèse 1) et celles liées à la taille et au volume d'activité sont positives pour les modèles (11) et (13) (hypothèses 2a et 3a); avec la particularité que les valeurs sont statistiquement significatives pour le risque lié à la taille quel que soit l'intervalle. Cela signifie qu'en période de baisse boursière, investir dans des portefeuilles comprenant des titres à forte capitalisation permettrait de réduire la diminution des taux de rendement. Le fait que les moyennes du coefficient $\tilde{\gamma}_{2t}$ du modèle (12) n'aient pas du tout le même profil, montre cependant que lorsqu'on tient compte du risque systématique, cet effet de taille inversé n'apparaît plus.

5. Conclusions

Les résultats de cette étude sur le marché financier de la Bourse de Bruxelles montrent une fois de plus que le MEDAF n'est pas systématiquement validé. Il apparaît clairement que cela dépend de l'évolution du marché. En cas de marché à la hausse uniquement, nous avons pu observer que les primes de risque liées au risque systématique sont positives tel que cela est prévu par le MEDAF, mais cela ne se marque de manière significative que lorsque les taux de rendement sont calculés sur des intervalles hebdomadaires et mensuels. Les signes des primes de risque liées à la taille et au volume d'activité sont aussi conformes aux hypothèses exprimées, mais les valeurs de celles-ci ne sont néanmoins pas statistiquement significatives. En cas de marché à la baisse par contre, aucune des hypothèses testées ne se vérifie. Enfin, il faut mentionner que lorsque les taux de rendements sont calculés sur une base journalière, les résultats obtenus sont souvent moins cohérents par rapport aux hypothèses si on compare ces résultats à ceux obtenus à partir de données hebdomadaires ou mensuelles. Ceci met en évidence une fois de plus la difficulté liée à l'utilisation de données journalières dans les études empiriques.

Références

Banz, R., 1981, The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks, *Journal of Financial Economics*, 9, 3-18.

Basu, R.W., 1977, Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earning Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis, *Journal of Finance*, juin, 663-682.

Carhart, M., 1997, On persistence in Mutual Fund Performance, *Journal of Finance*, 52, 57-82.

Corhay, A. 1990, Effet d'intervalle et estimation du risque systématique à la Bourse de Bruxelles, Journal de la Société Statistique de Paris, 131, décembre, 69-85.

Corhay, A. 1992, The Intervaling Effect Bias in Beta: a Note, *Journal of Banking and Finance*, 16, 61-73.

Corhay, A., 1992, Market Index Specification and Estimation of Risk on the Brussels Stock Exchange, *Recherches économiques de Louvain*, 1, 85-107.

Fama, E. et J. MacBeth, 1973, Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests, *Journal of Political Economy*, mai-juin, 607-636.

Fama, E.F. et K. R. French, 1993, Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.

Lintner, J., 1965, The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets, *Review of Economics and Statistics*, 47, février, 13-37.

Mossin, J., 1966, Equilibrium in a Capital Asset Market, *Econometrica*, 34, octobre, 768-783.

Sharpe, W. F., 1963, A Simplified Model for Portfolio Analysis, *Management Science*, janvier, 277-293.

Sharpe, W. F., 1964, Capital Asset Prices: A theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, *Journal of Finance*, 19, septembre, 425-442.

Tableau 1 : Estimation du taux sans risque et des primes de risque
Février 2001 à décembre 2007

		Observations	Jour 1800	Semaine 360	Mois 72
Hypothèse 1					
$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{1t}\beta_i + \tilde{\mu}_{it}$	$E\left[\tilde{\gamma}_{0t}\right]$	Moyenne	0,00013	0,00036	**0,00642**
		t	1,26695	0,53776	**2,04507**
	$E\left[\tilde{\gamma}_{1t}\right]$	Moyenne	-0,00014	0,00031	0,00012
		t	-0,40100	0,19247	0,01957
Hypothèse 2					
$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{2t}MV_i + \tilde{\mu}_{it}$	$E\left[\tilde{\gamma}_{0t}\right]$	Moyenne	0,00011	0,00057	0,00531
		t	0,91569	0,80034	1,39641
	$E\left[\tilde{\gamma}_{2t}\right]$	Moyenne	0,00004	0,00024	0,00033
		t	1,45097	1,63212	0,42810
$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{1t}\beta_i + \tilde{\gamma}_{2t}MV_i + \tilde{\mu}_{it}$	$E\left[\tilde{\gamma}_{0t}\right]$	Moyenne	0,00015	0,00037	0,00523
		t	1,42713	0,51842	1,30821
	$E\left[\tilde{\gamma}_{1t}\right]$	Moyenne	-0,00021	0,00033	0,00198
		t	-0,57459	0,20177	0,28595
	$E\left[\tilde{\gamma}_{2t}\right]$	Moyenne	-0,00005	0,00046	0,00183
		t	-0,74550	1,29929	1,57377
Hypothèse 3					
$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{3t}VO_i + \tilde{\mu}_{it}$	$E\left[\tilde{\gamma}_{0t}\right]$	Moyenne	0,00007	0,00061	0,00657
		t	0,59877	0,84736	1,71748
	$E\left[\tilde{\gamma}_{3t}\right]$	Moyenne	0,00063	0,00026	-0,00105
		t	0,54634	0,26041	-1,41980
$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{1t}\beta_i + \tilde{\gamma}_{3t}VO_i + \tilde{\mu}_{it}$	$E\left[\tilde{\gamma}_{0t}\right]$	Moyenne	0,00012	0,00016	**0,00882**
		t	1,19578	0,24274	**2,30802**
	$E\left[\tilde{\gamma}_{1t}\right]$	Moyenne	-0,00003	0,00181	-0,00377
		t	-0,07451	1,06770	-0,52652
	$E\left[\tilde{\gamma}_{3t}\right]$	Moyenne	-0,00083	-0,00097	0,00115
		t	-0,47742	-0,89764	1,15122

Tableau 2 : Estimation du taux sans risque et des primes de risque
Février 2001 à avril 2003

		Observations	Jour 582	Semaine 116	Mois 16
Hypothèse 1					
$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{1t}\beta_i + \tilde{\mu}_{it}$	$E\left[\tilde{\gamma}_{0t}\right]$	Moyenne	**-0,00053**	-0,00184	0,01064
		t	**-2,34715**	-1,18939	0,89811
	$E\left[\tilde{\gamma}_{1t}\right]$	Moyenne	-0,00147	-0,00561	-0,02921
		t	-1,79017	-1,47211	-1,27560
Hypothèse 2					
$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{2t}MV_i + \tilde{\mu}_{it}$	$E\left[\tilde{\gamma}_{0t}\right]$	Moyenne	**-0,00088**	**-0,00352**	-0,01446
		t	**-3,27929**	**-2,07997**	-1,08525
	$E\left[\tilde{\gamma}_{2t}\right]$	Moyenne	**0,00024**	**0,00107**	**0,00484**
		t	**3,87059**	**3,33399**	**1,98094**
$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{1t}\beta_i + \tilde{\gamma}_{2t}MV_i + \tilde{\mu}_{it}$	$E\left[\tilde{\gamma}_{0t}\right]$	Moyenne	**-0,00051**	-0,00222	0,00991
		t	**-2,13570**	-1,33295	0,62128
	$E\left[\tilde{\gamma}_{1t}\right]$	Moyenne	-0,00155	-0,00436	-0,02840
		t	-1,79785	-1,17525	-1,05003
	$E\left[\tilde{\gamma}_{2t}\right]$	Moyenne	-0,00006	0,00135	0,00022
		t	-0,35214	1,49460	0,06622
Hypothèse 3					
$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{3t}VO_i + \tilde{\mu}_{it}$	$E\left[\tilde{\gamma}_{0t}\right]$	Moyenne	**-0,00106**	**-0,00398**	-0,01535
		t	**-3,76162**	**-2,34779**	-1,15730
	$E\left[\tilde{\gamma}_{3t}\right]$	Moyenne	0,00375	0,00255	0,00027
		t	1,31503	0,98097	0,11994
$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{1t}\beta_i + \tilde{\gamma}_{3t}VO_i + \tilde{\mu}_{it}$	$E\left[\tilde{\gamma}_{0t}\right]$	Moyenne	**-0,00052**	-0,00188	0,02000
		t	**-2,27944**	-1,20484	1,35592
	$E\left[\tilde{\gamma}_{1t}\right]$	Moyenne	-0,00139	-0,00171	-0,04331
		t	-1,34954	-0,43422	-1,58629
	$E\left[\tilde{\gamma}_{3t}\right]$	Moyenne	-0,00288	-0,00444	0,00394
		t	-0,65479	-1,66674	1,31438

Tableau 3 : Estimation du taux sans risque et des primes de risque
Mai 2003 à décembre 2007

		Observations	Jour 1218	Semaine 244	Mois 56
Hypothèse 1					
$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{1t}\beta_i + \tilde{\mu}_{it}$	$E[\tilde{\gamma}_{0t}]$	Moyenne	**0,00044**	**0,00140**	**0,00522**
		t	**4,44799**	**2,16727**	**2,26179**
	$E[\tilde{\gamma}_{1t}]$	Moyenne	0,00050	**0,00313**	**0,00850**
		t	1,56754	**2,01287**	**2,11549**
Hypothèse 2					
$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{2t}MV_i + \tilde{\mu}_{it}$	$E[\tilde{\gamma}_{0t}]$	Moyenne	**0,00058**	**0,00251**	**0,01096**
		t	**5,15670**	**3,98176**	**3,99001**
	$E[\tilde{\gamma}_{2t}]$	Moyenne	-0,00005	-0,00016	-0,00096
		t	-1,80285	-1,07171	-1,57858
$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{1t}\beta_i + \tilde{\gamma}_{2t}MV_i + \tilde{\mu}_{it}$	$E[\tilde{\gamma}_{0t}]$	Moyenne	**0,00046**	**0,00159**	0,00389
		t	**4,48683**	**2,37726**	1,52125
	$E[\tilde{\gamma}_{1t}]$	Moyenne	0,00043	0,00255	**0,01065**
		t	1,28505	1,59308	**2,66586**
	$E[\tilde{\gamma}_{2t}]$	Moyenne	-0,00005	0,00004	**0,00228**
		t	-0,74680	0,11928	**1,98810**
Hypothèse 3					
$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{3t}VO_i + \tilde{\mu}_{it}$	$E[\tilde{\gamma}_{0t}]$	Moyenne	**0,00061**	**0,00279**	**0,01283**
		t	**5,08676**	**4,27456**	**4,72700**
	$E[\tilde{\gamma}_{3t}]$	Moyenne	-0,00086	-0,00083	**-0,00143**
		t	-0,82596	-1,07607	**-2,02958**
$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{1t}\beta_i + \tilde{\gamma}_{3t}VO_i + \tilde{\mu}_{it}$	$E[\tilde{\gamma}_{0t}]$	Moyenne	**0,00043**	0,00114	**0,00563**
		t	**4,09112**	1,71944	**2,21320**
	$E[\tilde{\gamma}_{1t}]$	Moyenne	0,00061	**0,00348**	0,00753
		t	1,43010	**2,12274**	1,85894
	$E[\tilde{\gamma}_{3t}]$	Moyenne	0,00015	0,00068	0,00035
		t	0,10457	0,71790	0,36664

Graphique 1 : BEL20