

Le modèle d'équilibre des actifs financiers : une approche intertemporelle du bêta

Cas de la bourse de Casablanca

Résumé

Dans ce papier, nous testons la sensibilité, à travers la variabilité au cours du temps du risque systématique (bêta), des rentabilités des valeurs les plus actives et celle des indices sectoriels de la bourse de Casablanca par rapport à deux portefeuilles-proxy, MASI et MADEX. Cette étude est faite dans le cadre de deux modèles : le MEDAF standard et le modèle de Schwert-Seguin (1990) qui tient compte de la volatilité conditionnelle du portefeuille-proxy. Les résultats obtenus dans le cadre du premier modèle corroborent largement les hypothèses du MEDAF : une diversification d'un portefeuille basée sur la sensibilité de la rentabilité d'un titre (ou d'un indice sectoriel) par rapport à celle de l'indice de référence mesurée par le bêta peut conduire à la réduction ou l'élimination du risque spécifique inhérent au titre. Dans le cadre du second modèle et en se référant aux valeurs négatives de delta, la volatilité du marché oriente le risque systématique des valeurs et indices retenus différemment. Ceci prouve que les résultats dans leur ensemble mettent en quelque sorte de l'ombre sur le reflet de l'information pertinente du marché dans les prix. Les résultats prouvent une certaine opacité et une certaine anomalie informationnelles du marché. En effet, ces mêmes résultats confirment que le risque systématique peut être sous-estimé. Il en découle que le placement boursier peut avoir des conséquences imprévisibles sur l'utilité espérée des investisseurs. A l'opposé des résultats intuitifs obtenus par Schwert-Seguin, le risque lié à l'investissement dans des valeurs « blue ships » à la bourse de Casablanca, ne doit en aucun cas être sous-estimé.

Mots-clés : MEDAF ; modèle Schwert-Seguin ; risque systématique ; volatilité conditionnelle ; valeurs actives ; MASI ; MADEX.

Abstract

In this paper we test the degree of return volatility persistence and time-varying behavior of systematic risk (beta) of the most active shares and sector-based indexes of Casablanca Stock Exchange with regard to the MASI and MADEX market portfolios. This study is made within the framework of

**Abdelhamid
El Bouhadi**

Université Cadi Ayyad,
Marrakech

(el_bouhadihamid@yahoo.fr)

two models: the standard CAPM and Schwert-Seguin's model which takes into account the conditional volatility of market portfolio. Results obtained under the first model confirm widely the CAPM hypotheses: the portfolio diversification based on the return sensibility of stocks with regard to the portfolio-proxy lead to reduce or eliminate specific risk of the stocks. Within the framework of the second model and to refer to the negative values of delta, the market volatility expresses differently the systematic risk of shares and sector-based indexes. This finding may support and shed some light on the market efficiency and neglected firm anomalies. These results prove us a certain informative opaqueness and abnormality of shares returns. Indeed, these results confirm also that systematic risk was being underestimated. They show that the stock-exchange investment can give unpredictable consequences on the expected utility of investors. In the opposite of the Schwert-Seguin's results, the systematic risk, linked to the "blue ships" investment, mustn't be underestimated.

Keywords: CAPM; Schwert-Seguin Model; Systematic Risk; Conditional Volatility; Active Shares; MASI; MADEX.

JEL-Classification: G11, G12, G14.

1. Introduction

Avec le développement conjoint de la théorie financière, de l'information financière et les moyens de sa diffusion en temps réel ainsi que les techniques informatiques et économétriques de son traitement, nous assistons aujourd'hui à une activité de formalisation et de gestion de portefeuille extrêmement riche et complexe en même temps.

Sans nul doute, l'un des piliers de la finance moderne et *de facto* de la gestion de portefeuille est le MEDAF. Le MEDAF est un modèle à un seul facteur, à l'opposé du MEA qui est un modèle multifacteurs.

Dans sa formulation de base, le MEDAF – ou le CAPM qui est une extension du modèle de marché – est fondé sur le modèle espérance-variance de Markowitz.

Par ailleurs, le MEDAF a été développé par Sharpe (1964) mais aussi par Lintner (1965), Mossin (1966) et Treynor (1966). Sharpe simplifia en effet la structure des corrélations des actifs risqués afin de réduire la taille du problème d'estimation. Il s'agit d'une spécification de la relation existant, *ex ante*, sur le marché et de l'équilibre entre le risque d'un titre ou d'un portefeuille et sa rentabilité.

Notre objectif dans ce papier est double : dans un premier temps, nous étudierons le risque systématique à travers le MEDAF sans actif, sans risque (ou sans prime de risque) et à travers le modèle de Schwert et Seguin (1990) qui tient compte de la variabilité, au cours du temps, du coefficient bêta des valeurs les plus actives et des indices sectoriels de la bourse de Casablanca. Dans un second temps, nous essayerons de tirer les conclusions relatives

à l'investissement à la bourse de Casablanca en général et à l'efficacité informationnelle de celle-ci en particulier.

En effet, nous présenterons dans un premier temps le cadre théorique, suivi d'une revue de littérature empirique sur le MEDAF; nous enchaînerons notre travail par une étude préalable sur les séries utilisées et l'estimation des deux modèles (MEDAF standard et le modèle Schwert et Seguin (1990)) après avoir présenté la méthodologie et les données financières de notre échantillon. Notre article présentera enfin les résultats obtenus de l'estimation et les implications éventuelles sur l'investissement à la bourse de Casablanca.

2. Fondements théoriques et empiriques du MEDAF

La rentabilité et le risque sont deux éléments certes importants qui permettent de caractériser un actif financier. La gestion du portefeuille est basée en effet sur ce dilemme ou arbitrage entre l'espérance mathématique (le rendement ou la rentabilité) et la variance ou l'écart-type (le risque) permettant de mesurer ou d'apprécier le rendement global d'un titre financier. La relation est symétrique; autrement dit, et comme le montre la théorie financière moderne, les gains en termes de rentabilité ne sont que la contrepartie d'un accroissement du risque. Mathématiquement, cette relation peut être montrée par une fonction monotone concave.

En effet, et selon sa formulation de base, le MEDAF montre que la rentabilité attendue d'un titre est égale aux taux sans risque plus une prime qui est proportionnelle au risque systématique du titre :

$$E(r_{it}) = r_{ft} + \beta_i(E(r_{mt}) - r_{ft})$$

avec :

r_{it} , la rentabilité du titre i pendant la période t ;

r_{mt} , la rentabilité du marché pendant la période t ;

r_{ft} , le taux sans risque sur la période t ;

β_i , le risque systématique du titre i .

De même, en suivant la logique d'équilibre, un investisseur doit acheter les titres dont la rentabilité anticipée est supérieure à la rentabilité d'équilibre, car ces titres sont sous-évalués. Leur achat fait donc augmenter les cours jusqu'à ce que la rentabilité soit à son niveau d'équilibre. Le fait que le taux prêteur soit différent du taux emprunteur dans la pratique restreint les possibilités d'arbitrage des investisseurs.

Parmi les hypothèses du MEDAF qui sont à l'origine d'un modèle micro-économique parfaitement homogène sur le plan théorique, nous pouvons citer :

- les investisseurs composent des portefeuilles en tenant compte uniquement de l'espérance et de la variance des rentabilités de ceux-ci;

- les investisseurs ne sont pas saturés quant à la recherche de gain ; ils préfèrent toujours le portefeuille qui procure plus de rentabilité ;
- les investisseurs sont averses au risque ;
- il existe une infinité d'acheteurs et de vendeurs et aucun n'a d'influence sur les prix ;
- il n'y a pas de coûts de transaction et les actifs sont parfaitement divisibles ;
- il existe un taux sans risque (1) unique pour les prêteurs et emprunteurs ;
- la période d'investissement est supposée être la même pour tous les investisseurs, et les décisions sont prises au même moment ;
- tous les investisseurs ont les mêmes anticipations quant à la performance future des titres risqués.

(1) Le taux d'intérêt sans risque correspond au taux d'intérêt d'un placement sûr. Il se caractérise par une rentabilité certaine. On prend généralement comme référence le taux des emprunts d'Etat.

Si la relation linéaire entre le rendement d'un titre et son coefficient bêta, depuis l'étude de Sharpe, n'a, la plupart du temps, pas été rejetée, il reste néanmoins, suivant les études les plus récentes, que d'autres facteurs autre que le risque systématique peuvent expliquer en partie l'importance des rentabilités ; c'est le cas de la taille des sociétés mesurée par leur capitalisation c'est le cas aussi de *PER* (rapport du cours de l'action au bénéfice par action (2)) et de *book-to-market* ratio qui mesure la valeur comptable des fonds propres sur leur valeur boursière.

(2) Le PER est d'autant plus élevé que l'on anticipe une forte croissance de la société.

Outre cette variante traditionnelle du MEDAF, il existe une seconde variante sans l'actif sans risque. Black (1972) est le premier à étendre le modèle du MEDAF au cas où il n'y a pas d'actif sans risque. Il montre un résultat plus ou moins semblable au résultat fondamental du MEDAF avec un actif sans risque. Le rendement excédentaire d'un actif par rapport au rendement sur un portefeuille dont le facteur bêta est nul, doit être égal au produit du rendement excédentaire du portefeuille de marché, toujours par rapport au portefeuille, avec un bêta égal à zéro et un facteur bêta du titre. On a en effet, une formulation simple suivante :

$$E(r_{it}) = \alpha_i + \beta_i(E(r_{mt}))$$

Une autre batterie de modèles dans laquelle :

- le MEDAF tient compte des taxes (Elton et Gruber (1985)) ;
- le MEDAF tient compte des attentes hétérogènes (Elton et Gruber (1985), Copeland et Weston (1988)) ;
- le MEDAF tient compte de la présence d'actifs non négociables (Elton et Gruber (1985), Copeland et Weston (1988)) ;
- le MEDAF tient compte de l'existence d'investisseurs qui ne sont pas preneurs du prix du risque ou des titres (Elton et Gruber (1985)). Ce cas est traité dans le cadre de la concurrence imparfaite. Les investisseurs sont composés d'investisseurs averses au risque et neutres au risque ;
- le MEDAF est conçu en temps continu avec une succession de décisions relatives aux périodes de placement (Gruber (1985), Copeland et Weston (1988), Dana et Pontier (1992), Dana (1993c), Dana et Jeanblanc-Picqué (1994)).

Les tests du MEDAF sont des régressions économétriques des séries temporelles des rendements des titres ou d'un groupe de titres (un portefeuille de titres). Parmi les premiers tests sur le MEDAF, on peut citer celui effectué par Black, Jensen et Scholes (1972) portant sur les données mensuelles (1926-1965) du NYSE. Les auteurs ont trouvé que $\alpha_i < 0$ quand $\beta_i > 0$ et vice versa, ce qui est incompatible avec le modèle de base mais compatible avec le modèle où il n'y a pas d'emprunt au taux sans risque.

Un autre test a été effectué par Fama et MacBeth (1973), portant lui aussi sur les données mensuelles du NYSE. Les auteurs ont constitué 20 portefeuilles. Ils ont utilisé la technique de régression à deux niveaux :

- ils ont estimé dans un premier temps, avec séries chronologiques, les facteurs bêta d'un certain nombre de titres ;
- ensuite, pour un échantillon de N titres, et pour une observation donnée, les auteurs ont estimé :

$$(r_i - r_f) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i + \eta_i$$

où, β_i est le facteur bêta estimé dans la première étape.

Dans ce cadre, les auteurs ont testé les hypothèses suivantes :

- γ_0 devrait être nul ;
- rien à part les β_i ne devrait aider à expliquer les rendements excédentaires ;
- la relation devrait être linéaire ;
- le coefficient γ_1 devrait être positif, puisqu'il est égal à $(r_i - r_f)$.

En effet, les auteurs ont trouvé :

- un coefficient γ_0 significatif ;
- un coefficient γ_1 positif et significatif ;
- d'autres variables explicatives (comme β_i^2 et le risque non systématique (variance résiduelle)) non significatives ;
- encore une fois des résultats supportant la version du modèle sans emprunt au taux sans risque.

Récemment, de nombreux tests ont été effectués. Il s'agit en particulier de :

– Celui de Shanken (1985) portant sur une méthodologie permettant de tester (et éventuellement infirmer) le MEDAF. Pour effectuer ce test, il faut faire une hypothèse concernant la corrélation entre le vrai portefeuille du marché et le portefeuille qu'on utilise pour approximer le portefeuille du marché (portefeuille « Proxy »). Ceci revient à faire une hypothèse supplémentaire concernant la qualité de notre approximation du portefeuille de marché. On sait que la frontière d'efficience construite avec les actions dérivant du portefeuille « Proxy » doit être à l'intérieur de cette frontière construite sur la base de tous les titres disponibles sur le marché. Avec une hypothèse concernant la corrélation entre le portefeuille de marché et le portefeuille Proxy, on peut calculer la probabilité que le portefeuille de marché se retrouve à l'intérieur d'une région donnée dans

le plan espérance/variance. Si cette région se trouve à droite de la frontière d'efficience calculée à partir des titres venant du portefeuille Proxy, on sait qu'elle doit être également à droite de la frontière d'efficience globale (calculée avec tous les titres). Si la probabilité est élevée, *a fortiori* la probabilité est élevée que le portefeuille de marché est à l'intérieur de la frontière d'efficience globale. On va conclure que le portefeuille de marché est lui-même inefficent, ce qui constitue un rejet du MEDAF.

– Celui de Fama et French (1992) : ce test est une mise à jour du test de Fama et MacBeth (1973). Les auteurs ont trouvé un lien négatif entre les facteurs bêta et le rendement moyen. Ce résultat est une relative mise en cause du MEDAF.

D'autres tests empiriques ont été mis en œuvre plus récemment et ont porté sur la stationnarité du coefficient bêta. Certains de ces tests ont montré qu'il existe un rapport entre la stabilité de coefficient bêta et les conditions baissières et haussières du marché (Fabozzi et Francis (1978) et Kon et Jen (1978)). Schwert et Seguin (1990) emploient un modèle de marché à un seul facteur. Ils ont montré que le risque systématique de petites (grandes) sociétés a tendance à augmenter (diminuer) avec l'augmentation de la volatilité globale du marché. Leur découverte suggère que l'écart entre le risque systématique de petites et grandes sociétés soit plus grand pendant les périodes de haute volatilité du marché et plus petit pendant la baisse de la volatilité du marché.

(3) Dans certaines études comme par exemple celle d'Avramov D. (2004), le risque du taux d'intérêt est mesuré par le différentiel de rentabilité entre les bons d'Etat à long et court termes, et le risque relatif aux conditions du crédit est approximé par le différentiel de rentabilité entre le plus faible et le plus élevé des taux des obligations émises par les entreprises.

(4) Roll (1977, p. 129-176).

(5) Ceux qui ne font pas l'objet d'un véritable marché (créances bancaires ou dettes financières vis-à-vis du secteur bancaire ou de financement, le capital humain, l'art...).

3. Critiques du MEDAF

Le MEDAF a fait l'objet de nombreuses critiques. Des critiques virulentes à son égard ont été adressées par des auteurs comme Roll, Chen, et Ross qui estiment que les résultats de MEDAF peuvent nous induire en erreur et que sa modélisation (se basant, bien entendu, sur un seul facteur) est trop restrictive. Dans les modèles multifacteurs (modèle d'équilibre par arbitrage), Ross (1976) tient compte de cinq facteurs communs : un facteur spécifique (% du CA à l'export, taux de change...), un facteur spécifique au secteur d'activité (taux de croissance essentiellement), un facteur national (taux de croissance, taux d'inflation...), un facteur géopolitique et un facteur international (prix du baril, taux de croissance au niveau international).

De même, selon Chen, Roll et Ross (1986), la perception du risque doit tenir compte des différentes expositions en relation avec le risque du taux d'intérêt et des risques liés aux conditions du crédit (3).

En outre, selon Roll (4), cinq principales limites du MEDAF peuvent être constatées dont le contenu est le suivant :

- le portefeuille du marché M n'est pas observable, car il comprend en principes tous les actifs risqués (5) ;

Le modèle d'équilibre des actifs financiers

- les résultats des tests empiriques sont susceptibles d'être sensibles au choix de l'indice boursier adopté (il est donc recommandé de choisir plusieurs portefeuilles de marché) ;

- la relation linéaire entre risque et rentabilité espérée des actifs est quelque peu tautologique ;

- si le portefeuille adopté n'est pas efficace *ex post*, on peut trouver une relation non linéaire entre la rentabilité de l'action i et le β , et la sur- ou sous-performance de l'action i par rapport à ce qu'implique le MEDAF, dépend arbitrairement du portefeuille en question ;

- le MEDAF peut, par conséquent, à tort, être rejeté si le portefeuille choisi est *ex post* efficace, alors que le vrai portefeuille du marché ne l'est pas. A contrario, le MEDAF peut être rejeté à tort si P n'est pas efficace, alors que le portefeuille du marché l'est en fait.

D'autres critiques ont été adressées contre le MEDAF :

- Le modèle pose des hypothèses trop restrictives et simples en même temps, comme par exemple la possibilité d'investir et d'emprunter au taux sans risque, l'existence exclusive d'actifs financiers sans tenir compte des autres types d'actifs, la fiscalité homogène pour tous les actifs, les coûts de transaction sont nuls, etc.

- L'instabilité du β : cette stabilité dépend en général de la durée et du nombre des titres contenu dans le portefeuille ; plus ces deux variables sont élevées, plus le bêta tend à être stable. Mais, en règle générale, l'existence de plusieurs paramètres, comme la fluctuation dans les taux de croissance des bénéfices, l'incertitude sur le potentiel de croissance future, la variabilité et/ou le rétrécissement du levier financier en lien avec l'endettement excessif, etc. rend le bêta de moins en moins stable.

- L'impact de l'inflation (non pris en compte dans le MEDAF) semble avoir un rôle non négligeable dans la formation des prix des titres sur les marchés boursiers.

Par ailleurs, l'approche homogène du risque et surtout de son appréciation et de l'attitude que prennent les agents à son égard diffère d'un type d'agent à l'autre. Chose que le MEDAF ignore complètement. Une approche microstructurelle des marchés révèle l'existence d'investisseurs hétérogènes : les bruiteurs (les investisseurs ne possédant pas de l'information privilégiée), les initiés (les investisseurs possédant une information privée leur conférant une rente informationnelle), les investisseurs échangeant pour la liquidité, les investisseurs patients et impatientes.

Le comportement stratégique des investisseurs, comme l'ont décrit Grossman et Stiglitz (1980), Kyle (1985, 1989), Gale et Helwig (1985), DeMarzo et Duffie (1999), Biais, Martimort et Rochet (2000), Biais et Mariotti (2003) joue un rôle important dans la conception du risque et dans le calcul de la prime de risque.

4. Méthodologie

Dans cette recherche, nous reprenons les hypothèses standard suivantes :

- le portefeuille du marché qui est un portefeuille de l'ensemble des actifs existants ; nous retenons dans notre étude le MASI et le MADEX ;
- le risque systématique d'une action fait référence à l'évolution de sa rentabilité par rapport à celle du marché ;
- seul le risque systématique est rémunéré par le marché ; le risque spécifique du titre peut être éliminé au niveau d'un portefeuille par une bonne diversification et n'est donc pas rémunéré par le marché ;
- il est possible de composer un portefeuille d'actions dont le risque est nul ; pour cela, il faut tout simplement choisir des titres qui fluctuent de façon totalement opposée ;
- les gains de diversification d'un portefeuille sont quasiment inexistantes au-dessus de 15 titres ;
- une action a un bêta négatif lorsque son cours fluctue de façon opposée à l'indice du marché ;
- la rentabilité attendue d'une action avec un bêta de 2 est deux fois plus élevée que la rentabilité du marché si l'alpha est nul ;
- le bêta d'un titre dépend du choix de l'indice de marché ; le bêta est à la fois très sensible au choix de l'indice, mais aussi à la période de temps retenue pour le calcul et à la méthode utilisée ;
- la diversification n'est possible qu'entre actifs qui ne sont pas parfaitement corrélés positivement ;
- le bêta d'un portefeuille est une moyenne pondérée du bêta des titres qui le composent ;
- lorsque les rentabilités sont calculées avec la formule des logarithmes, alors la moyenne arithmétique doit être utilisée et suppose aussi que les rentabilités sont cumulées du fait des propriétés des logarithmes ;
- les différentes mesures du risque d'une action : il faut différencier le risque total d'une action de son risque systématique, même s'il existe une relation entre ces deux notions ;
- le risque total d'une action est mesurée par la variance ou l'écart-type de ses rentabilités ; on parle alors de volatilité du titre pour faire référence à l'ampleur des variations des rentabilités autour de sa moyenne ; plus cet indicateur est élevé, plus le titre est considéré comme risqué ;
- le risque systématique est égal au rapport de la covariance des rentabilités de titre avec celles du marché et de la variance des rentabilités du marché, soit :

$$\beta_i = \frac{\text{cov}(r_{it}, r_{mt})}{\text{var}(r_{mt})}$$

Cette notion exprime le risque inhérent à chaque titre, qui est expliqué par les mouvements du marché et qui ne peut pas être réduit par la diversification. Ainsi, lorsque le marché est orienté à la hausse, la plupart

des titres sont aussi orientés à la hausse mais plus ou moins selon leur sensibilité, mesurée par le bêta, aux mouvements du marché. Dans un marché en hausse de 10 % par exemple, un titre avec un bêta de 1 a tendance à suivre la hausse du marché dans la même proportion, c'est-à-dire 10 %. Un titre avec un bêta de 0,5 a, en revanche, tendance à avoir des fluctuations plus faibles de moitié, et son espérance de rentabilité supplémentaire dans notre exemple n'est que de 5 %. Suivant la même logique, un titre avec un bêta de 1,5 amplifie les fluctuations du marché, et sa rentabilité espérée augmente alors de 15 %.

Le risque spécifique capte l'influence d'événements propres au titre. Ce dernier n'est pas rémunéré par le marché du fait qu'il peut être éliminé dans un portefeuille diversifié.

La définition du rendement d'un titre ne pose pas tellement de problèmes. Celle du risque par contre est plurielle, car elle fait référence à plusieurs indicateurs de mesure. Ces indicateurs mesurent le risque total et le risque systématique d'un titre. Une fois ces notions maîtrisées, la composition d'un portefeuille en fait intervenir un troisième type qui est le risque diversifiable permettant de réduire le risque global du portefeuille.

Notre étude dans ce papier utilisera deux méthodes pour estimer l'impact de la variabilité au cours du temps du bêta (*time-varying beta*) sur les actions les plus actives, celles du MADEX (6) cotées en continu à la bourse de Casablanca : la première méthode utilisant le modèle de régression par les moindres carrés ordinaires (OLS) et la seconde utilisant une spécification GARCH pour estimer la variance conditionnelle (volatilité conditionnelle) du marché (celle du MASI (7)).

(6) Most Active Shares Index.

(7) Moroccan All Shares Index.

Notre étude utilise d'abord le modèle du MEDAF standard pour tester la valeur du β_i des titres les plus actifs par la méthode de régression simple (moindres carrés ordinaires) sans tenir compte de l'existence de la volatilité inhérente au marché (8) (celle du MASI ou celle du MADEX). Ensuite, un deuxième modèle sera testé ; il s'agit du modèle de Schwert-Seguin (1990). Ce modèle, à l'opposé du premier, tient compte de la volatilité conditionnelle du portefeuille du marché. En effet, dans le cadre de ce modèle, notre estimation se fera en utilisant plusieurs modèles de type ARCH et GARCH, et nous y choisissons le modèle dont l'estimation de la volatilité du marché est meilleure.

(8) Nous le faisons en supposant que le comportement des rentabilités du portefeuille du marché (MASI) soit homoscedastique.

Notre premier modèle de marché est le suivant :

$$E(r_{it}) = \alpha_i + \beta_i(E(r_{mt})) + e_{it} \quad (1)$$

Le deuxième modèle de marché est celui de Schwert-Seguin (1990) :

$$E(r_{it}) = \alpha_i + \beta_i(E(r_{mt})) + e_{it} \quad (2)$$

Où r_{it} est le taux de rentabilité journalier du titre i à l'instant t , r_{mt} est le taux de rentabilité journalier du marché et e_{it} désigne la perturbation du modèle.

La valeur du β_{it} est donnée par l'équation suivante :

$$\beta_{it} = \beta_i + \frac{\delta_i}{\sigma_{mt}^2} \quad (3)$$

Dans l'équation (3), β_i est une constante, σ_{mt} est la volatilité agrégée du marché et $\frac{\delta_i}{\sigma_{mt}^2}$ mesure la variance temporelle (time-varying terme).

Une valeur négative du δ_i indique une relation inverse entre bêta et la volatilité agrégée du marché, tandis qu'une valeur positive du δ_i indique une relation symétrique.

Substituant (3) dans (2), nous obtenons le modèle Schwert-Seguin suivant :

$$E(r_{it}) = \alpha_i + E(r_{mt}) \left[\beta_i + \frac{\delta_i}{\sigma_{mt}^2} \right] + e_{it}$$

$$E(r_{it}) = \alpha_i + \beta_i E(r_{mt}) + \delta_i \left[\frac{E(r_{mt})}{\sigma_{mt}^2} \right] + e_{it} \quad (4)$$

Pour estimer la volatilité conditionnelle du marché, σ_{mt} , nous utiliserons la spécification ARCH et ses extensions. Nous avons retenu comme meilleur modèle celui dont les statistiques de Student, de la somme des carrés des résidus, celles relatives aux critères d'entropie, celles de description des résidus standardisés sont meilleures.

Nous avons en effet retenu le modèle GARCH exponentiel à spécification asymétrique. Celui-ci répond à une meilleure estimation de la volatilité des valeurs les plus actives de la bourse de Casablanca.

Le modèle EGARCH a été proposé par Nelson en 1991. La spécification EGARCH peut être exprimée par l'équation suivante :

$$\text{Log} \sigma_t^2 = \omega + \beta \text{Log} \sigma_{t-1}^2 + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \quad (7)$$

Notez que le côté gauche de l'équation donne la variance conditionnelle en logarithme. Cela implique que l'effet de force de levier est plutôt exponentiel que quadratique, et l'on garantit que les prévisions de la variance conditionnelle ne sont pas négatives. La présence d'effets de force de levier peut être évaluée selon l'hypothèse que $\gamma > 0$. L'impact est asymétrique si $\gamma \neq 0$.

Il y a deux différences entre la spécification EVIEWS du modèle EGARCH et le modèle original de Nelson. D'abord, Nelson suppose que ε suit une distribution d'erreur généralisée, tandis qu'EVIEWS suppose une distribution normale des erreurs. Deuxièmement, la spécification de Nelson pour les variances conditionnelles en logarithmes diffère légèrement de la spécification ci-dessus :

$$\text{Log}\sigma_t^2 = \omega - \beta \text{Log}\sigma_{t-1}^2 - \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| \sqrt{\frac{2}{\pi}} - \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \quad (6)$$

L'estimation de ce modèle sous la supposition d'erreurs normales donne des estimations identiques à celles données par EVIEWS excepté le terme de constante qui diffère par $\alpha\sqrt{2/\pi}$.

$$\text{Log}\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \beta_i \text{Log}\sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \left(\alpha_j \left| \frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}} \right| \sqrt{\frac{2}{\pi}} + \gamma_j \frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}} \right) \quad (7)$$

Le terme mesurant l'effet de force de levier γ , dénoté RES/SQR [GARCH] (1) dans les sorties EVIEWS, est négatif et statistiquement différent du zéro, indiquant l'existence de l'effet de force de levier dans les rentabilités des actions.

A quoi ressemble l'impact de la courbe des informations estimées ? Ici nous décrivons une méthode utilisant EVIEWS pour tracer cette courbe. Notre but est de tracer la volatilité, σ^2 contre l'impact $z = \sigma/\varepsilon$, où :

$$\text{Log}\sigma_t^2 = \hat{\omega} - \hat{\beta} \text{Log}\sigma_{t-1}^2 - \hat{\alpha} |z_{t-1}| + \hat{\gamma} z_{t-1}$$

Nous fixerons la dernière période de volatilité σ_{t-1}^2 en se référant à la médiane de la série de la variance conditionnelle estimée, et nous estimerons l'impact par rapport à une seule période, conditionnellement à la dernière période de volatilité.

L'évaluation des modèles TARCH et EGARCH et le test de la signification de leurs termes asymétriques sont l'une des façons de déterminer les effets asymétriques. Alternativement, nous pouvons vérifier la corrélation croisée entre le carré des résidus standardisés et les résidus standardisés retardés. Ces corrélations croisées doivent être égales à zéro pour un modèle GARCH symétrique et négatives pour les modèles TARCH et EGARCH asymétriques.

5. Les données

Les données utilisées dans cette étude se composent d'un certain nombre de séries de rentabilité journalières des principales actions, jugées les plus actives et qui sont cotées sur le marché continu de la bourse de Casablanca. Nous y rajoutons aussi un certain nombre de séries de rentabilité relatives aux indices sectorielles agrégés. La période d'étude s'étale sur plusieurs années, entre le 15/7/1997 et le 10/3/2006. Nos données sont homogénéisées en faisant adapter les périodes de cotation pour chaque valeur, en excluant bien évidemment les jours où les valeurs n'ont pas été cotées. Cette méthode semble plus réaliste qu'une simple extrapolation linéaire des données. L'ensemble de nos données utilisées est porté dans le tableau 1 ci-dessous :

Tableau 1

Période d'étude et nombre d'observations

Séries des rentabilités	Période d'étude	Nb d'observations
ATTIJARIWafa	15/7/1997 – 10/3/2006	1 926
BMCE	15/7/1997 – 10/3/2006	2 144
CMA	15/7/1997 – 10/3/2006	1 548
HOLCIM	15/7/1997 – 10/3/2006	1 994
ONA	11/7/2000 – 10/3/2006	2 113
SNI	15/7/1997 – 10/3/2006	2 083
SONASID	15/7/1997 – 10/3/2006	2 088
LAFARGE	15/7/1997 – 10/3/2006	1 685
AGRO-PROINDEX	13/7/1998 – 10/3/2006	2 155
BANK-INDEX	13/7/1998 – 10/3/2006	2 155
ASSURANCE INDEX	13/7/1998 – 10/3/2006	1 914
FINCOMPAINDEX	13/7/1998 – 10/3/2006	2 155
MASI	13/7/1998 – 10/3/2006	2 156
MADEX	13/7/1998 – 10/3/2006	2 156

Concernant les rentabilités, différentes méthodes de calcul conduisent à des résultats plus ou moins différents. Lorsque les écarts de cours positifs sont élevés, la rentabilité calculée avec la méthode des logarithmes est inférieure à celle obtenue avec la formule classique, et l'écart entre les deux méthodes est d'autant plus important que l'écart de cours est élevé. Cependant, lorsque les écarts de cours négatifs sont élevés, l'usage de cette méthode a tendance à accentuer la baisse des cours. La méthode log-normale est une méthode consensuelle et pessimiste (9) mais réaliste dans la mesure où elle permet de supprimer, en partie, le lien entre la variabilité et le niveau du cours, de restreindre les amplitudes de fluctuations et d'atténuer la dissymétrie des rendements successifs et d'écarter les valeurs dénuées de sens. Nous savons, en effet, que la méthode logarithmique est de plus en plus utilisée à l'heure actuelle vu que cette méthode suppose une distribution en cloche des rentabilités, c'est-à-dire une distribution log-normale, et qu'elle adopte en plus la propriété d'additivité. Ainsi, à la base de cette méthode, nous trouvons la formule suivante :

$$r_t = \frac{C_t - C_{t-1}}{C_{t-1}} \quad (5)$$

$$\ln r_t = \ln(C_t) - \ln(C_{t-1})$$

$$\ln r_t = \ln \left(\frac{C_t}{C_{t-1}} \right)$$

(9) Puisqu'elle surestime la perte et sous-estime le gain.

Avec r_t la rentabilité entre les dates 0 et t ;

C_t le cours à l'instant t ;

C_0 le cours à l'instant 0.

Dans le calcul des rentabilités, la plupart des études retiennent la méthode logarithmique. Nous y ferons référence en effet dans cette présente étude.

6. Etude préalable sur les séries des rentabilités

Le tableau 2 ci-dessous reporte respectivement la moyenne, les écarts-types, le Skewness, la Kurtosis et la statistique Jarque-Bera. On constate que l'hypothèse nulle de normalité est rejetée pour toutes les séries étudiées. La statistique de Jarque et Bera, qui est nettement élevée par rapport à la valeur critique de la table de khi-deux (5,99) le confirme au seuil de 5 %. On notera, en effet, le caractère fortement leptokurtique de la distribution des rentabilités puisque la Kurtosis est largement supérieure à celle de la loi normale (qui vaut 3). Elle est en outre asymétrique. Les coefficients de Skewness, toujours non nuls, indiquent que la distribution des séries est étalée vers la gauche dans le cas où ils sont négatifs et vers la droite dans le cas où ils sont positifs. Cette asymétrie reflète l'existence d'un phénomène anormal dans le processus d'évolution des rentabilités. Elle est le signe de la présence de non linéarité dans ce processus. Nous savons que les modèles linéaires gaussiens ne peuvent générer qu'un comportement symétrique de la série et ne peuvent en effet pas rendre compte des phénomènes d'asymétrie liés généralement à la volatilité et corrélativement à l'effet *ARCH* fréquemment rencontré dans les séries financières.

Tableau 2

Les principales statistiques descriptives des séries étudiées

Séries des rentabilités	Moyenne	Ecart-types	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera
ATTIARIWAF	0,000354	0,012910	0,150279	8,945085	2 842,1320
BMCE	0,000238	0,010047	- 0,615593	28,356990	57 547,8300
CMA	0,000690	0,016967	- 0,200493	12,016340	5 250,4660
HOLCIM	0,000495	0,014743	0,393139	18,820610	20 835,9800
ONA	0,000210	0,011658	0,233357	7,822100	2 065,4020
SNI	0,000229	0,013440	0,203446	9,227013	3 378,1530
SONASID	0,000469	0,015092	0,349814	18,476700	20 871,5500
LAFARGE	0,000625	0,015458	0,202931	9,259818	2 761,0610
AGRO-PROINDEX	0,000032	0,009985	- 0,964603	12,856120	9 052,6210
BANK-INDEX	0,000206	0,007417	0,662514	10,553480	5 278,2620
ASSU-INDEX	0,000295	0,015267	1,754035	26,844460	46 299,7800
FINCOMPAINDEX	0,000158	0,009680	0,169381	6,099407	872,4670
MASI	0,000246	0,006364	0,775419	12,921290	9 054,3300
MADEX	0,000240	0,007670	0,586607	10,278950	4 881,0400

Tableau 3

Les tests de stationnarité ADF (Augmented Dickey and Fuller) et Phillips et Perron

	RAW	RBMCE	RCMA	RHOL	RONA	RSNI	RSONA
ADF	- 45,89	- 35,38	- 39,80	- 44,27	- 38,96	- 44,84	- 43,23
PP	- 45,89	- 36,50	- 39,82	- 44,27	- 38,70	- 44,88	- 43,19
	RLAC	RAGRODEX	RASSUDEX	RBANKDEX	RFININDEX	RMADEX	RMASI
ADF	- 42,07	- 28,90	- 42,00	- 40,41	- 29,29	- 33,72	- 33,86
PP	- 42,11	- 42,73	- 42,04	- 40,51	- 44,53	- 33,58	- 34,78

(10) D'autres tests comme le test de Perron [1989], le test de Zivot et Andrews [1992], le test de Perron et Vogelsang [1992] et le test d'Elliott, Rothenberg et Stock [1996] ont été développés en suivant l'approche non paramétrique retenue par Phillips et Perron.

(11) Verdier (2000).

Deux sortes de test sur la stationnarité des séries ont été utilisés dans cette étude; il s'agit des tests de racine unitaire avec dérive contre l'hypothèse d'une tendance stationnaire: le test de Dickey et Fuller [1979, 1981] et le test de Phillips et Perron [1988]. Le test de Phillips et Perron [1988] est basé, pour définir la stationnarité, sur une approche non paramétrique (10). Certaines études (11) ont montré la supériorité du test de Phillips et Perron sur celui de Dickey et Fuller pour stationnariser les séries, car les séries financières présentent souvent une forte hétéroscédasticité conditionnelle qui provient, en particulier, de l'effet *ARCH*. Ainsi, l'approche de Phillips et Perron est plus robuste dans le cas où il y a hétéroscédasticité. Leur méthodologie est fondée sur une correction non paramétrique pour tenir compte de la structure d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité des résidus.

Nous avons adopté, pour tester la stationnarité, la stratégie de Dickey et Pantula [1987] consistant à tester en premier lieu l'hypothèse nulle de racine unitaire sur les séries en différence première. Si l'hypothèse nulle est rejetée, nous testons en second lieu l'hypothèse nulle de racine unitaire sur les séries en niveau. Nous constatons, d'après l'étude sur l'ensemble des séries en différence première, que ces dernières sont stationnaires et que les séries en niveau sont non stationnaires. Les résultats sommaires de ces deux tests ont donc été portés dans le tableau 3 ci-dessus.

7. Estimation des deux modèles

Les tableaux 4, 5 et 6 ci-dessous donnent les résultats de l'estimation de α et β_i pour le premier modèle du MEDAF. Notre estimation sera faite par rapport à deux portefeuilles de référence: le portefeuille du marché (le MASI) et le portefeuille de référence pour les valeurs les plus actives de la cote (le MADEX).

Tableau 4

Estimation de β des titres par rapport à MASI

Séries	Valeur de β par rapport à MASI	α	R^2 ajusté	F-statistic	Sum squared resid	Log likelihood
ATTIJARIWAFI	1,148368 (33,16455)	0,0000375 (0,159471)	0,363522	1099,8870	0,203978	6077,752
BMCE	0,672255 (22,6423)	0,000071 (0,3661)	0,192818	512,6765	0,174441	7048,596
CMA	0,987771 (21,56127)	0,000363 (0,96065)	0,230835	464,9718	0,342096	4315,247
HOLCIM	1,190620 (29,9935)	0,000178 (0,648535)	0,311218	899,6107	0,298243	5948,474
ONA	1,192879 (40,11256)	- 0,0000898 (- 0,469384)	0,432377	1609,0180	0,162765	7004,409
SNI	1,219731 (33,75582)	- 0,0000819 (- 0,345487)	0,353617	1139,4560	0,242864	6473,419
SONASID	1,332546 (33,33536)	0,000130 (0,485809)	0,347359	1111,2460	0,309957	6236,923
LAFARGE	0,912661 (21,2698)	0,000338 (1,008273)	0,211489	452,4034	0,316924	4833,200

Tableau 5

Estimation de β des titres par rapport à MADEX

Séries	Valeur de β par rapport à MADEX	α	R^2 ajusté	F-statistic	Sum squared resid	Log likelihood
ATTIJARIWAFI	0,988172 (36,72070)	0,0000885 (0,391938)	0,411874	1348,410	0,188482	6153,798
BMCE	0,571071 (0,891683)	0,000100 (0,019825)	- 0,000096	0,795099	116,742700	77,2685
CMA	0,654408 (15,88832)	0,000482 (1,203105)	0,139887	252,4386	0,382547	4228,802
HOLCIM	0,960543 (28,62724)	0,000246 (0,883089)	0,291234	819,5189	0,306742	5920,473
ONA	1,134744 (52,54219)	- 0,000680 (- 0,407079)	0,566590	2760,682	0,124279	7289,291
SNI	1,219731 (33,75582)	- 0,0000438 (- 0,194288)	0,415374	1479,540	0,219660	6577,955
SONASID	1,123574 (33,95271)	0,000190 (0,716495)	0,356042	1152,786	0,305981	6250,397
LAFARGE	0,602715 (15,97117)	0,000440 (1,252586)	0,131166	255,0781	0,349209	4751,521

Tableau 6

Estimation de β des indices sectoriels par rapport à MASI

Séries	Valeur de β par rapport à MASI	α	R^2 ajusté	F-statistic	Sum squared resid	Log likelihood
MADEX	1,104687 (106,3801)	- 0,0003,20 (- 0,483437)	0,840086	11 316,72	0,020256	9 414,063
AGRO-ALI/PROD	0,545894 (17,21318)	- 0,000103 (- 0,508218)	0,120612	296,2936	0,188678	7 005,797
ASSURANCE INDEX	1,040163 (22,19047)	0,000142 (0,456696)	0,204466	492,4171	0,354364	5 505,597
BANK INDEX	0,891942 (55,13538)	- 0,0000139 (- 0,135217)	0,585316	3 039,910	0,049095	8 455,738
FININDEX	0,612093 (20,38794)	0,00000735 (0,038467)	0,161885	415,6679	0,162765	7 123,854

Nous constatons, d'après les résultats des deux estimations, que la valeur de α tend vers zéro et que la sensibilité dans la variation des rentabilités des titres les plus actives de la cote en continu par rapport respectivement à MASI et MADEX est à peu près la même dans les deux cas de figure. Une sensibilité importante de 1,33 pour SONASID par rapport à MASI exprime que lorsque la rentabilité du marché augmente (ou diminue) de 1 %, celle de SONASID augmente (ou diminue) de 1,33 %. Nous remarquons aussi que la sensibilité de la BMCE est la plus faible dans les deux cas (par rapport à MASI et à MADEX). Nous constatons une sensibilité moyenne de 1,22 à peu près de la SNI par rapport à MASI.

En ce qui concerne la sensibilité du MADEX et des autres indices sectoriels, nous remarquons qu'elle inscrit une faible valeur pour l'indice des sociétés de financement et une valeur légèrement en dessus de l'unité. Ceci confirme bien les résultats réels réalisés par le marché boursier casablancais. Les cas de la BMCE et du MADEX sont par exemple révélateurs : nous remarquons depuis plusieurs années que le MADEX réalise une légère avancée par rapport à MASI et que les résultats de la BMCE sont modestes si on les compare avec celle du MASI. Il en découle une bonne spécification du modèle bien que le coefficient de détermination ajusté soit faible (une qualité d'ajustement faible). Ceci provient en partie de la durée retenue pour l'étude, qui est plus ou moins longue, mais surtout de la marche aléatoire qui caractérise les cours boursiers.

Néanmoins, force est de noter que dans le cadre de cette marche aléatoire des cours boursiers, il peut y avoir une variabilité plus ou moins importante au cours du temps de la variance liée bien évidemment à la volatilité du marché. Cette volatilité auto-entretenu du marché peut en effet induire une certaine anormalité dans le comportement des rentabilités des titres et des portefeuilles. Ceci donne *a fortiori* un schéma explicatif large et probant à la description des rentabilités qui tient compte à la fois du risque

Le modèle d'équilibre des actifs financiers

systématique et de la variance conditionnelle du marché et éventuellement de celle du portefeuille lui-même.

Nous estimons que cette méthode relatée notamment dans le cadre du deuxième modèle donne des résultats satisfaisants.

Les tableaux 7, 8 et 9 ci-dessous nous montrent l'impact que peut avoir la prise en compte de la variance conditionnelle dans l'explication du risque systématique.

Tableau 7
Estimation de β et δ des titres par rapport à MASI

Séries	Valeur de β par rapport à MASI	α	δ	R^2 ajusté	F-statistic	Sum squared resid	Log likelihood
ATTIJARIWafa	1,255658 (23,73588)	0,0000657 (0,279529)	- 0,00000433 (- 2,677057)	0,365598	555,1013	0,203207	6 077,739
BMCE	0,580022 (9,724046)	0,0000570 (0,292257)	0,00000362 (1,775415)	0,193569	257,9537	0,174047	7047,232
CMA	0,000367 (0,968708)	0,938975 (10,31130)	0,00000308 (0,615957)	0,230123	231,9069	0,342005	4 312,165
HOLCIM	1,072982 (13,14309)	0,000169 (0,614638)	0,00000515 (1,650575)	0,311503	451,4038	0,297820	5 946,403
ONA	1,103617 (24,87122)	- 0,0000917 (- 0,480103)	0,00000331 (2,702156)	0,434016	810,0092	0,162174	7 004,431
SNI	1,184540 (22,03210)	- 0,0000806 (- 0,340010)	0,00000138 (0,883878)	0,353524	569,7212	0,242772	6 470,202
SONASID	1,399608 (21,75730)	0,000148 (0,554224)	- 0,00000273 (- 1,328024)	0,347637	556,5360	0,309677	6 234,379
LAFARGE	0,772674 (10,26640)	0,000330 (2,298936)	0,00000804 (0,985867)	0,214020	230,0015	0,315719	4 833,037

Tableau 8
Estimation de β et δ des titres par rapport à MADEX

Séries	Valeur de β par rapport à MADEX	α	δ	R^2 ajusté	F-statistic	Sum squared resid	Log likelihood
ATTIJARIWafa	1,034177 (23,36532)	9,99E-05 (0,442397)	- 0,00000302 (- 1,302382)	0,412194	675,2440	0,188282	6 151,125
BMCE	0,812127 (0,650311)	0,000118 (0,023445)	- 0,0000140 (- 0,225302)	- 0,000540	0,421861	116,7398	76,75899
CMA	0,652223 (8,323854)	0,000476 (1,188248)	0,000000140 (0,023465)	0,139042	125,7559	0,382547	4 225,732
HOLCIM	0,858044 (13,04283)	0,000254 (0,912097)	0,00000665 (1,815410)	0,292129	411,8304	0,306200	5 918,763
ONA	1,089592 (34,29838)	- 0,0000707 (- 0,423309)	0,00000251 (1,932870)	0,567056	1382,804	0,124053	7 287,260
SNI	1,064335 (25,21195)	- 0,0000439 (- 0,194768)	0,00000196 (1,080778)	0,415411	740,0286	0,219532	6 574,905
SONASID	1,013160 (15,75129)	0,000182 (0,685778)	0,00000667 (2,006607)	0,356762	579,2074	0,305345	6 249,072
LAFARGE	0,505303 (8,295329)	0,000420 (1,196371)	0,00000809 (2,079465)	0,133333	130,3839	0,348130	4 750,802

Tableau 9

Estimation de β et δ des des indices sectoriels par rapport à MASI

Séries	Valeur de β par rapport à MASI	α	δ	R^2 ajusté	F-statistic	Sum squared resid	Log likelihood
MADEX	1,096643 (71,53091)	- 0,0000332 (- 0,502193)	0,000000291 (0,706289)	0,840055	5654,955	0,020246	9409,757
AGRO-ALI/PROD	0,404322 (8,666281)	- 0,000105 (- 0,520413)	0,00000517 (4,126737)	0,127129	157,7132	0,187193	7010,552
ASSURANCE INDEX	0,997763 (13,50469)	0,000135 (0,434104)	0,00000177 (0,769650)	0,205106	247,5467	0,353473	5504,625
BANKINDEX	0,914208 (38,28009)	- 0,0000147 (- 0,143170)	- 0,000000817 (- 1,272646)	0,585401	1520,280	0,049051	8452,294
FININDEX	0,625307 (14,10282)	0,00000840 (0,043899)	- 0,000000481 (- 0,403418)	0,161184	207,7600	0,169073	7120,146

La méthode de l'estimation des paramètres α , β et δ du deuxième modèle, c'est-à-dire celui de Schwert et Seguin, est basée sur la technique du maximum de vraisemblance σ_{mt} .

Les variances conditionnelles de MASI et de MADEX sont issues du modèle EGARCH(1,1) pour estimer la volatilité du marché.

Le coefficient δ (the time-varying coefficient) dans le cas où l'indice du marché retenu est le MASI est négatif 4 fois sur 13 et 2 fois sur 8 par rapport à l'indice MADEX indiquant par là que l'augmentation de la volatilité du marché implique une augmentation du risque systématique des valeurs ATTIJARIWafa et SONASID et les indices sectoriels BANKINDEX et FININDEX par rapport à MASI et une augmentation du risque systématique des valeurs ATTIJARIWafa et BMCE par rapport à l'indice MADEX. A contrario, la valeur de δ est positive dans la majorité des cas ; ceci reflète le fait qu'une augmentation de la volatilité du marché a tendance à conduire à une chute dans le risque systématique des valeurs retenues dans l'échantillon.

Ces différents résultats se sont confirmés ces trois dernières années. En revenant aux faits observés à la bourse de Casablanca, nous pouvons conclure que les valeurs ATTIJARIWafa et SONASID ainsi que certains indices sectoriels comme celui de la banque et des sociétés de financement et de leasing connaissent une certaine volatilité accrue relativement à d'autres valeurs de la cote.

De même, ces résultats corroborent largement les hypothèses du MEDAF : une diversification d'un portefeuille basée sur la sensibilité de la rentabilité d'un titre (ou d'un indice sectoriel) par rapport à celle de l'indice de référence (valeur proxy ; ici il s'agit de deux indices MASI et MADEX), mesurée par le β peut conduire à la réduction ou l'élimination du risque spécifique inhérent au titre.

8. Conclusions et implications

Dans cette étude, nous avons testé à la fois le modèle du MEDAF standard et le modèle du MEDAF sous la version de Schwert et Seguin (1990). Ce dernier examine la relation entre la capitalisation du marché et la variabilité au cours du temps du bêta portant sur les valeurs les plus actives de la cote officielle et sur quelques indices sectoriels de la bourse de Casablanca en prenant comme portefeuille de référence (portefeuille-proxy) le MASI dans un premier temps et le MADEX dans un second temps. La période d'étude est comprise entre le 15/7/1997 et le 10/3/2006 pour les titres les plus actifs et entre le 13/7/1998 et le 10/3/2006 pour les indices sectoriels.

En se référant aux valeurs négatives de δ , la volatilité du marché oriente le risque systématique des valeurs et indices retenus différemment. Ceci prouve que les résultats dans leur ensemble jettent en quelque sorte de l'ombre sur le reflet de l'information pertinente du marché dans les prix. Les résultats soutiennent une certaine opacité et une certaine anomalie informationnelles du marché. En effet, ces mêmes résultats confirment le fait que le risque systématique peut être sous-estimé. Il en découle que le placement boursier peut avoir des conséquences imprévisibles sur l'utilité espérée des investisseurs. Le risque lié à l'investissement dans des valeurs « blue ships » ne doit en aucun cas être sous-estimé.

Références

- Avramov D. (2004), « Stock Return Predictability and Asset Pricing Models », *The Review of Financial Studies*, vol. 17, n° 3, p. 699-738.
- Black F. (1972), « Capital market equilibrium with restricted borrowing », *Journal of business*, vol. 45, 444-455.
- Black F., Jensen M.C. et Scholes M. (1972), « The capital asset pricing model : some new empirical tests », in *Studies in the Theory of Capital Markets*, Michael C. Jensen (Praeger, New York).
- Blume M.E. (1977), « A Simple Model of Non-Stationarity of Systematic Risk », *Journal of Finance*, 32, p. 1081-1092.
- Bollerslev T. (1986), « Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity », *Journal of Econometrics*, vol. 31, n° 3, p. 307-27.
- Chen N.-F., Roll R. et Ross S.A. (1986), « Economic Forces and the Stock Market », *Journal of Business*, n° 59, p. 383-403.
- Copeland R. et Weston J. (1988), *Financial Theory and Corporate Policy*, Addison-Wesley.
- Dana (1993c), « Existence and Uniqueness and Determinacy of Equilibrium in CAPM with a Riskless Asset », *non publié*, Gremaq, Toulouse.
- Dana R.-A. et Jeanblanc-Picqué M. (1994), *Marchés financiers en temps continu, valorisation et équilibre*, Economica.
- Dana R.-A. et Pontier M. (1992), « On the Existence of a Stochastic Equilibrium, A Remark », *Mathematics of Operations Research*, 17, p. 148-168.
- Dickey D.A. et Fuller W.A. (1979), « Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, p. 427-431.
- Dickey D.A. et Fuller W.A. (1981), « The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive

- Time Series with a Unit Root», *Econometrica*, vol. 49, p. 1057-1072.
- Dickey D.A. et Pantula S.G. (1987), « Determining of Differencing in Autoregressive processes », *Journal of Business and Economic Statistics*, n° 5, 455-462.
- Elliott, Graham, Rothenberg, Thomas J. and Stock James H. (1996), « Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root », *Econometrica*, vol. 64, 813-836.
- Elton E.J. et Gruber M.J. (1987), *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. 3^e édition, John Wiley.
- Engle Robert F. (1982), « Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation », *Econometrica*, vol. 50, 987-1007.
- Fabozzi F. J., Francis J.C. (1977), « Stability Tests for Alphas and Betas over Bull and Bear Market Conditions », *Journal of Finance*, vol. 32, 1093-1099.
- Fabozzi F.J., Francis J.C. (1978), « Beta as a Random Coefficient », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, March, 101-116.
- Fabozzi, F., Francis J.C. (1978), « Beta as a Random Coefficient », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13, p.101-116.
- Fama E.F. et MacBeth J.D. (1973), « Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests », *Journal of Political Economy*, 81, 607-636.
- Fama E.F., French K.R. (1992), « The Cross-Section of Expected Stock Returns », *Journal of Finance*, vol. 47, 427-465.
- Gale D. et Hellwig M. (1985), « Incentive Compatible Debt Contracts: The One Period Problem », *Review of Economic Studies*, n° 52, p. 647-663.
- Glosten L.R., Jagannathan R. and Runkle D.E. (1993), « On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks », *Journal of Finance*, vol. 48, 1779-1801.
- Grandin P. (1998), *la Gestion de portefeuille d'actions*, Nathan.
- Gregory-Allen R., Impson C.M. and Karafiath I. (1994), « An Empirical Investigation of Beta Stability: Portfolios vs. Individual Securities », *Journal of Business Finance and Accounting*, 21, p. 909-916.
- Grieb T. and Reyes M.G. (1999), « Random Walk Tests for Latin American Equity Indexes and Individual Firms », *Journal of Financial Research*, 22, p. 371-383.
- Grieb T. and Reyes M.G. (2001), « Time-Varying Betas in an Emerging Stock Markets: The Case of Brazil », *American Business Review*, January, p. 118-124.
- Haddad M. (2005), « An Intertemporal Test of the Beta Stationarity: The Case of Egypt », ERF, 12th Annual Conference.
- Herrera M.J. and Lockwood L.J. (1994), « The Size Effect in the Mexican Stock Market », *Journal of Banking and Finance*, 18, p. 621-632.
- Kwoon Y.K. (1985), « Derivation of the Capital Asset Pricing Model without Normality or Quadratic Preference: A Note », *Journal of Finance*, vol. 40, 1505-1509.
- Levy R.A. (1971), « On the Short Term Stationarity of Beta Coefficients », *Financial Analysts Journal*, 27, p. 55-62.
- Lintner J. (1965), « The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolio and Capital Budgets », *Review of Economics and Statistics*, vol. 47, 13-37.
- McDonald Bill (1985), « Estimating Market Model Betas: A Comparison of Random Coefficient Methods and Their Ability to Correctly Identify Random Variations », *Management Science*, 31, n° 11, p. 1403-1408.
- Mossin J. (1966), « Equilibrium in a Capital Asset Market », *Econometrica*, vol. 34, 768-783.
- Nelson D.B. (1991), « Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach », *Econometrica*, vol. 59, 347-370.
- Phillips P.C.B. et Perron P. (1988), « Testing for a Unit Root in Time Series Regression », *Biometrika*, vol. 75, 335-346.

- Roentfeldt R.L., Griepentroj G.L. et Plaum C.C. (1978), « Further Evidence on the Stationarity of Beta Coefficients », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13, p. 117-121.
- Roll R. (1977), « A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests », *Journal of Financial Economics*, n° 4, mars, p. 129-176.
- Scholes M. and Williams J.T. (1977), « Estimating Betas from Nonsynchronous Data », *Journal of Financial Economics*, 5, p. 309-327.
- Schwert G.W. and Seguin P.J. (1990), « Heteroscedasticity in Stock Returns », *Journal of Finance*, 45, p. 1129-1155.
- Shanken J. (1985), « Multi-beta CAPM or Equilibrium-APT? A Reply », *The Journal of Finance* 40, 1189-1196.
- Sharpe W. (1964), « Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk », *Journal of Finance*, vol. 19, 425-442.
- Sharpe William F. (1966), « Mutual Fund Performance », *Journal of Business*, vol. 39, n° 1, 119-138.
- Son-Nan Chen (1981b), Risk Decomposition and Portfolio Diversification when Beta is Nonstationary: A Note », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 16, p. 95-111.
- Stanley J. Kon, Frank C. Jen (1979), « The Investment Performance of Mutual Funds: An Empirical Investigation of Timing, Selectivity, and Market Efficiency », *Journal of Business*, vol. 52, n° 2, p. 263-289.
- Treynor, Jack L. (1966), « How to Rate Management Investment Funds? », *Harvard Business Review*, vol. 43, n° 1, 63-75.
- Verdier G. (2000), *Econométrie du cycle : le cas de l'indice de la production industrielle des pays de la zone euro*, thèse de doctorat, Université de Montpellier I, faculté des Sciences économiques, LAMETA.
- Zakoian J. (1994), « Threshold Heteroskedastic Models », *Journal of Economic Dynamic and Control*, n° 18, 931-995.
- Zivot E., Andrews D. (1992), « Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit Root Hypothesis », *Journal of Business and Economics Statistics*, 10, p. 251-270.