

Document de Travail

Working Paper

2009-05

Une mesure financière de l'importance de la prime de risque de change dans la prime de risque boursière

Salem Boubakri



UMR 7166 CNRS

Université Université de Paris Ouest Nanterre La Défense
(bâtiments K et G)
200, Avenue de la République
92001 NANTERRE CEDEX

Tél et Fax : 33.(0)1.40.97.59.07
Email : secretariat-economix@u-paris10.fr



Université Paris X Nanterre

Une mesure financière de l'importance de la prime de risque de change dans la prime de risque boursière*

Salem Boubakri⁺

Février 2009

Résumé

Cette étude teste une extension internationale du Modèle d'Évaluation des Actifs Financiers (MEDAF) reposant sur la coexistence de deux sources de risque : celle qui est en rapport avec le portefeuille du marché et celle qui est exigée suite aux anticipations de variations des taux de change. Au travers d'une application aux marchés boursiers de divers pays développés et émergents, nous montrons que la prime de risque de change dans le Modèle d'Évaluation Des Actifs Financiers International (MEDAFI) est statistiquement et économiquement significative et contribue à la formation de la prime de risque totale en utilisant l'approche conditionnelle de la variation des taux de change.

Abstract

This study tests an international extension of the Asset Pricing Model (CAPM) based on the coexistence of two risk causes. The first cause is linked to the market portfolio and the second one is required by expectations about the variation of exchange rates. Through an application to various developed and emerging countries, we show that the exchange risk premium in the ICAPM is statistically and economically significant and contributes to the formation of the total risk premium by using the conditional approach of exchange rate variations.

JEL Classification: C 32, F31, G11

Keywords: Exchange risk premium, Purchasing Power Parity, conditional International Capital Asset Pricing Model (ICAPM).

* L'auteur tient à remercier Mme Valérie Mignon pour ses remarques et ses précieux conseils.

⁺ Salem Boubakri, EconomiX-CNRS, Université Paris Ouest, 200 avenue de la République, 92001 Nanterre Cedex, France. E-mail : salem.boubakri@u-paris10.fr

1 INTRODUCTION

Le Modèle d'Évaluation des Actifs Financiers (MEDAF) d'Adler et Dumas (1983) intègre le prix du risque de taux de change en plus du prix de risque du portefeuille de marché financier. À l'origine, seul ce dernier type de risque est en effet pris en compte dans le MEDAF de Sharpe (1964) et Lintner (1965). Toutefois, les hypothèses de base de ce modèle sont remises en cause parce qu'elles ne sont pas vérifiées empiriquement. Tel est notamment le cas de Parité de Pouvoir d'Achat (PPA) ; hypothèse qui est fréquemment remise en cause, sauf éventuellement à très long terme. (voir Rogoff (1996)).

En réalité, certains investisseurs internationaux peuvent avoir accès à des biens à un prix plus faible que les autres puisque la loi du prix unique n'est pas respectée. Ce problème a été intégré dans la nouvelle génération du MEDAF¹ à travers l'hypothèse de déviation à la PPA. Dans un tel contexte, le modèle contient une prime de risque de change mesurée par la covariance entre les variations du taux de change réel et les rendements des actifs, en plus de la prime de risque classique mesurée par la covariance entre les rentabilités des actifs du portefeuille de marché.

De nombreux travaux antérieurs ont testé la significativité de la prime de risque de taux de change, mais les résultats obtenus sont très hétérogènes. Un premier groupe de travaux s'intéresse aux marchés développés tels que Solnik (1995), De Santis et Gérard (1998), Carrieri (2001), De Santis et al (2003), Capiello et al (2003). Ces auteurs ont testé le modèle sous l'hypothèse d'intégration financière parfaite des marchés et ont montré que la prime de risque de change est significative et contribue considérablement à la formation de la prime de risque boursière. Un deuxième groupe d'auteurs (Bekaert et Harvey (1995), Tai (2004)) ont testé le MEDAF sous sa version internationale dans le cadre des marchés émergents. Deux types d'hypothèses sont retenus dans ces études. Le modèle est d'abord testé sous l'hypothèse d'intégration parfaite des marchés financiers, puis sous l'hypothèse de segmentation partielle. Les conclusions sont différentes d'une étude à une autre et sont sujettes à diverses critiques car le choix des marchés n'est pas toujours adapté aux hypothèses retenues. Tai (2004) teste ainsi la significativité du risque de change dans le cas de quelques pays émergents asiatiques en supposant que les marchés sont parfaitement intégrés. Toutefois, cette hypothèse peut être non vérifiée réellement dans le cas de ces marchés souvent caractérisés par une segmentation financière partielle et par un taux d'inflation beaucoup plus volatil que le taux de change, contrairement au cas des pays développés. Le fait de ne tenir compte que de deux risques internationaux, celui du portefeuille de marché mondial et celui du taux de change, peut conduire à des résultats biaisés. Dans tel cas, la significativité du prix du risque de taux de change peut être due à l'hypothèse retenue concernant l'intégration parfaite des marchés: les facteurs locaux de risque sont exclus et apparaissent dans ce cas là sous la forme d'un risque de change.

¹ Selon Dumas et Solnik (1995), on appelle le MEDAF « international », le modèle comportant le terme additionnel lié au risque de taux de change ; le MEDAF « classique » ne contenant que le risque de marché basé sur la covariance entre les rentabilités des actifs du portefeuille de marché.

Enfin, un dernier groupe de travaux (Giovanni and Jorion (1989), Jorian (1989)), reposant sur une approche multivariée pour tester la nouvelle version du MEDAF, met en évidence que le risque de change n'est pas rémunéré sur le marché international.

Les méthodologies utilisées pour tester le MEDAFI diffèrent selon les études et évoluent au cours du temps pour dépasser certaines limites et donner des résultats plus robustes. Dumas et Solnik (1995) ont utilisé la méthode des moments généralisés (MMG) proposée par Harvey (1991). Toutefois, cette méthode ne permet pas de répondre aux attentes des investisseurs concernant la variation temporelle du risque de change et son importance par rapport à la prime de risque boursière. L'approche GARCH multivariée, utilisée par De Santis et Gérard (1998), a permis de dépasser les problèmes soulevés antérieurement en permettant aux investisseurs internationaux d'étudier la dynamique des différents facteurs de risque et de les quantifier par rapport au risque total sur le marché des actions.

A l'instar de De Santis et Gérard (1998), nous faisons appel à la modélisation GARCH multivariée afin d'étudier la prime de risque de change. Nous supposons également que la PPA n'est pas vérifiée et que les taux d'inflation sont volatils. Notre étude se distingue des précédents par deux points importants. En premier lieu, nous retenons un échantillon de marchés développés et émergents de caractéristiques économiques et financières différentes². En deuxième lieu, et il s'agit du point le plus important, nous tenons compte du degré d'intégration financière pour tester la significativité du risque de change.

L'objectif de cette étude est ainsi d'obtenir des résultats robustes concernant la significativité de la prime de risque de change et son éventuelle contribution à la formation de la prime de risque totale, dans différents marchés développés et émergents. La majorité des études antérieures ont montré que le risque de change est rémunéré internationalement sur les marchés développés, mais les résultats restent très disparates dans le cas des marchés émergents. Le cadre d'intégration parfaite ou de segmentation partielle des marchés, a-t-il un impact sur les résultats ?

Le reste de l'article est organisé comme suit. La deuxième section est consacrée à la présentation du MEDAFI et de deux variantes testées, celle d'intégration parfaite des marchés et celle de segmentation financière partielle. La troisième section explique le choix des données utilisées et leurs principales propriétés statistiques. La quatrième section présente les résultats d'estimation du modèle et la dernière résume les principales conclusions de l'étude.

2 Une version internationale du Modèle d'Evaluation Des Actifs Financiers tenant compte du risque de change

2.1 Le modèle théorique

² Arouri (2006) est le seul papier qui a étudié conjointement des pays émergents et développés (à notre connaissance), les Etats Unis, la France, Singapour et l'Afrique du Sud. Il a montré que le risque de change s'est apprécié pour l'ensemble des marchés sous l'hypothèse d'intégration parfaite des marchés financiers.

Nous présentons ici le MEDAF international sous ses deux variantes, intégration parfaite et segmentation partielle, ainsi que les principales raisons de l'introduction de la prime de risque de change dans ce modèle.

Une prime de risque représente la différence de rendement anticipée entre un actif risqué et un actif sans risque. Autrement dit, il s'agit d'une relation linéaire entre l'excès de rendement relatif à chaque titre et au marché. Toutefois, la mesure de cette prime nécessite l'identification préalable des sources systématiques et spécifiques des risques. Afin de tenir compte du risque de change pour compenser le manque à gagner, l'investisseur doit s'intéresser à la variation du taux de change dans le futur pour anticiper une éventuelle dépréciation de la monnaie locale par exemple. Pour neutraliser ce risque, il demande une prime liée aux fluctuations non anticipées des taux de change. Cette prime de change est à l'origine de la différence entre les deux versions du MEDAF : classique et internationale.

L'article d'Adler et Dumas (1983) est fréquemment considéré la référence en ce qui concerne la version internationale du Modèle d'Evaluation des Actifs Financiers à intégration financière parfaite. Toutefois, certains marchés financiers, notamment ceux des pays émergents, peuvent être mieux caractérisés par une segmentation partielle. Dans tel cas, il est nécessaire d'étendre la relation présentée par Adler et Dumas au cas plus général de la segmentation partielle.

Considérons les hypothèses suivantes :

1/ il existe un certain nombre d'investisseurs appartenant à un univers constitué de $p+1$ pays (y compris le pays de référence) et $m = n+p+1$ actifs, n est le nombre d'actifs risqués, p le nombre d'actifs sans risque de marché, le dernier terme représentant l'actif sans risque du pays de la monnaie de référence.

2/ les marchés nationaux sont parfaitement intégrés. L'intégration parfaite signifie ici qu'un seul modèle est valable pour tous les actifs financiers, y compris le portefeuille de marché mondial. Dans ce cas, il n'existe qu'une seule source de risque, provenant du marché financier international: les facteurs internes sont négligés et seuls les facteurs internationaux sont pris en compte.

3/ la PPA n'est pas vérifiée.

4/ les investisseurs ont des comportements de consommation différents, chacun cherchant à maximiser son utilité espérée.

Sous ces hypothèses, la solution du problème proposé par Adler et Dumas (1983)³ est donnée par :

$$E(R_l^j) - R_f^j = \lambda_m \text{Cov}(R_l^j, r_m^j) + \sum_{i=1}^p \lambda_i \text{Cov}(R_l^j, \Pi_i^j) ; \quad l=1, \dots, n \quad (1)$$

Avec :

R_l^j le rendement nominal d'un actif l risqué ($l=1,2,\dots,n$) exprimé dans la monnaie de référence j et r_m^j l'excès de rendement nominal du portefeuille du marché mondial,

³ Pour une présentation plus détaillée du modèle voir Adler et Dumas (1983).

R_f^j le taux de rendement de l'actif sans risque,

λ_m et λ_i sont définis comme suit :

$$\lambda_m = \theta_m = \frac{1}{\sum_{i=1}^p \frac{W_i^j}{W} \times \frac{1}{\theta_i}} \quad \text{et} \quad \lambda_i = \theta_m \left(\frac{1}{\theta_i} - 1 \right) \frac{W_i^j}{W}$$

Où θ_m est la moyenne des aversions relatives au risque de l'ensemble des pays pondérée par le niveau de la richesse. Ainsi, par exemple pour un pays émergent, sa part dans la richesse totale est faible et les investisseurs sont plus averses au risque que dans le cas d'un pays développé. La pondération est donc plus élevée dans le cas d'un pays pauvre par rapport à un pays riche. θ_i représente le coefficient d'aversion relative au risque d'un pays i . Ce dernier est pondéré par la part de la richesse nationale W_i^j dans la richesse totale W pour obtenir finalement la moyenne des aversions nationales au risque θ_m qui équivaut à λ_m dans le modèle (1).

Π_i^j représente le taux d'inflation du pays i exprimé dans la monnaie de référence j et le terme $Cov(R_l^j, \Pi_i^j)$ mesure l'exposition de l'actif l au risque d'inflation et au taux de change relatifs au pays i . Les taux d'inflation sont en réalité aléatoires et varient d'un pays à un autre, même s'ils sont supposés non stochastiques dans la plupart des études. Toutefois, les variations des taux de change sont beaucoup plus importantes que celles liées au taux d'inflation, surtout dans le cas des marchés développés. Il est cependant à noter que pour plusieurs pays en développement, le taux d'inflation locale est très volatil.

Néanmoins, pour le moment, le terme $Cov(R_l^j, \Pi_i^j)$ est interprété comme une mesure de l'exposition de l'actif l au risque de taux de change associé au pays i . Par conséquent, les deux termes, λ_m et λ_i représentent respectivement, le prix du risque de portefeuille de marché mondial et le prix du risque de taux de change relatif au pays i .

Il reste à déterminer quel taux de change doit prévaloir pour obtenir un résultat unique pour tous les types de marchés (émergents et développés). En fait, l'inflation locale d'un pays i exprimée en monnaie de référence peut être approchée par les variations du taux de change réel⁴. En tenant compte de cette approximation et en supposant que les distributions des rentabilités des titres sont variables au cours du temps, la version conditionnelle suivante du MEDAFI est obtenue sous l'hypothèse d'intégration financière parfaite :

$$E(R_{l,t}^j / \Omega_{t-1}) - R_{f,t}^j = \lambda_{m,t-1} Cov(R_{l,t}^j, r_{m,t}^j / \Omega_{t-1}) + \sum_{i=1}^p \lambda_{i,t-1} Cov(R_{l,t}^j, r_{i,t}^j / \Omega_{t-1}) \quad \forall l \quad (2)$$

Avec :

$r_{i,t}^j$ représentant la variation du taux de change réel du pays i ,

⁴ Economiquement, l'inflation est reliée directement à la richesse relative d'un pays i par rapport aux autres pays utilisateurs d'une autre monnaie. Toutes choses égales par ailleurs, l'inflation peut conduire à la dépréciation de la monnaie et donc à une diminution de son taux de change qui peut présenter un risque pour certains agents économiques. C'est ce double effet, du risque d'inflation et des variations de la valeur nominale de la monnaie, qui peut être approché par les variations du taux de change réel.

Ω_{t-1} est le vecteur des variables instrumentales. Celui-ci regroupe un ensemble d'informations en relation avec le marché financier international et également le marché du pays de référence, dont disposent les investisseurs pour choisir dans quel portefeuille ils doivent investir.

Le modèle (2) est celui retenu par d'Adler et Dumas (1983) sous l'hypothèse d'intégration parfaite des marchés financiers. Selon les travaux de Bekaert et Harvey (1997), Griffin (2001), Dumas *et al.* (2003), Karolyi et Stulz (2002), Barr et Priestley (2004) la situation extrême d'intégration parfaite est un cas purement théorique qui n'est pas conforme avec la réalité des marchés financiers. Dans tel cas, le modèle adopté représente une relation mixte, qui combine l'influence du marché international et des taux de change, et l'influence du marché national dans l'évaluation des actifs.

Une nouvelle version du MEDAFI à segmentation partielle peut alors s'écrire ainsi :

$$E(R_{l,t}^j / \Omega_{t-1}) - R_{f,t}^j = \lambda_{m,t-1} Cov(R_{l,t}^j, r_{m,t}^j / \Omega_{t-1}) + \sum_{i=1}^p \lambda_{i,t-1} Cov(R_{l,t}^j, r_{i,t}^j / \Omega_{t-1}) + \lambda_{Dl} Var(\mu_{l,t} / \Omega_{t-1}) \quad \forall l \quad (3)$$

$$\text{Avec, } Var(\mu_{l,t} / \Omega_{t-1}) = Var(\mu_{l,t} / \Omega_{t-1}) - Cov(R_{l,t}^j, r_{m,t}^j / \Omega_{t-1})^2 / Var(r_{m,t}^j / \Omega_{t-1})$$

λ_{Dl} est la prime de risque domestique du pays l

Nous estimons par la suite les modèles (2) et (3) pour un certain nombre de marchés financiers afin de déterminer si la prime de risque de change contribue significativement à la formation de la prime de risque totale.

2.2 Spécification économétrique

Nous présentons ici le système d'équations utilisé pour estimer la version conditionnelle du MEDAFI. En partant du modèle décrit par la relation (2), à chaque point du temps, le système d'équations suivant décrit le niveau d'excès de rendement :

$$r_t = \lambda_{m,t-1} h_{m,t} + \sum_{i=1}^p \lambda_{i,t-1} h_{n+i,t} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t / \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (4)$$

r_t est le vecteur d'excès de rendements des portefeuilles des marchés nationaux exprimés en monnaie de référence j , $h_{n+i,t}$ mesure la covariance conditionnelle entre les actifs risqués et les variations de taux de change réel, $h_{m,t}$ mesure la covariance conditionnelle entre les actifs risqués et le portefeuille de marché, $\varepsilon_t / \Omega_{t-1}$ est le vecteur d'erreurs conditionnelles au vecteur des variables instrumentales et H_t représente la matrice des variances-covariances conditionnelles de rendements d'actifs risqués⁵.

Cette matrice est décrite par la relation (5) suivante :

⁵ La matrice H_t est supposée suivre un processus GARCH multivarié proposé par Ding et Engle (1994) et généralisé ensuite par De Santis et Gérard (1997). La modélisation GARCH multivariée est utilisée pour estimer le système d'équations (4) afin de tenir compte du problème de regroupement de volatilité, qui constitue une caractéristique typique de la plupart des séries financières.

$$H_t = H_0 \Theta (\tau \tau' - a a' - b b') + a a' \Theta \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + b b' \Theta H_{t-1} \quad (5)$$

H_0 est la matrice des variances non conditionnelles, a et b sont des vecteurs ($m \times 1$) de paramètres inconnus, τ est un vecteur unitaire ($m \times 1$). Θ est le produit matriciel de Hadmard (élément par élément).

La modélisation GARCH multivariée permet aux composantes de la matrice des variances-covariances conditionnelles de varier au cours du temps en fonction de produits de chocs ε_t observés dans les valeurs passées de H_t .

Dans le cas où les marchés sont partiellement segmentés, le système d'équations (4) peut être écrit sous la forme suivante :

$$r_t = \lambda_{m,t-1} h_{m,t} + \sum_{i=1}^p \lambda_{i,t-1} h_{n+i,t} + \lambda_{DI} * D_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t / \Omega_{t-1} \approx N(0, H_t) \quad (6)$$

avec $D_t = D(H_t) - (h_{m,t} * h_{m,t}) / h_{m,t}$ sont des vecteurs ($m \times 1$) de risque domestique, λ_{DI} est le vecteur des prix de risque domestique, $h_{m,t}$ est la $m^{ième}$ colonne de H_t , $h_{m,t}$ est la variance du portefeuille de marché mondial et $D(H_t)$ est la diagonale de la matrice H_t .

Les systèmes d'équations (4) et (6) intègrent les prix des risques de marché international, de taux de change et de marché local. Les travaux de De Santis et Gérard (1997), Gérard, Thanyalakpark et Batten (2003) montrent que ces prix varient au cours du temps. Merton (1980), Alder et Dumas (1983) montrent que le prix du risque de portefeuille de marché est l'agrégation des aversions au risque de tous les investisseurs, ces derniers étant supposés adverses au risque ; leur prix devant être positif quelque soit l'instant t .

D'après les travaux d'Adler et Dumas (1983) Harvey (1991), Bekaert et Harvey (1995), De Santis et Gérard (1997, 1998), De Santis et al (2003), le prix du risque de marché est modélisé comme une fonction exponentielle de certaines variables d'information liées aux paramètres macroéconomiques et aux événements du marché financier international :

$$\lambda_{m,t-1} = \text{Exp}(\delta_m' X_{t-1}) \quad (7)$$

Avec $X_{t-1} \subset \Omega_{t-1}$, X_{t-1} est l'ensemble de variables d'information globales observables disponibles en $(t-1)$ et δ_m' représente les pondérations associées aux variables.

Concernant le prix du risque de marché local, à l'instar de Hardouvelis, Malliaopulos et Priestley (2006), on peut l'écrire de la façon suivante :

$$\lambda_{D,t-1} = EXP(\gamma_i' X_{i,t-1})^6 \quad (8)$$

où $X_{i,t-1}$ est le vecteur de variables d'information locales observables du marché i en (t-1) et γ_i représente les pondérations associées aux variables.

D'après les travaux antérieurs cités ci-dessus, le prix du risque de change peut théoriquement prendre aussi bien des valeurs positives que des valeurs négatives. Les prix des risques de change sont supposés varier linéairement en fonction des variables instrumentales⁷ :

$$\lambda_{i,t-1} = (\delta_c' X_{i,t-1}), \quad (9)$$

où δ_c' représente les pondérations associées aux variables d'information.

Finalement, la fonction de vraisemblance, utilisée pour estimer les paramètres du modèle, s'écrit comme suit :

$$\ln L(\Phi) = -\frac{T}{2} \ln(2\Pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln |H_t(\Phi)| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t(\Phi)' H_t(\Phi)^{-1} \varepsilon_t(\Phi) \quad (10)$$

où Φ est le vecteur des paramètres inconnus et T est le nombre d'observations. Comme l'hypothèse de normalité est souvent violée dans le cas des séries financières, le modèle est estimé par la méthode du quasi-maximum de vraisemblance (QMV). Dans le cadre des conditions standards de régularité, l'estimateur QMV est valide et asymptotiquement normal.

3 Données et analyse préliminaire

Trois groupes de données sont considérés : l'indice boursier de chaque pays et l'indice du marché mondial, les séries de taux de change exprimées vis à vis du dollar américain, ainsi que les variables macro-économiques et financières utilisées afin de conditionner les estimations des prix de risque de change.

Outre le marché mondial, six pays sont étudiés :

- trois pays développés, la France, les Etats-Unis et la Grande Bretagne,
- trois pays émergents, le Maroc, le Mexique et Hong Kong.

Le choix de ces pays a été effectué en tenant compte du critère d'intégration financière de chaque marché. En effet, les marchés retenus possèdent des caractéristiques économiques et financières différentes et, par conséquent un niveau d'intégration dans le marché international très varié d'un pays à un autre. Ce choix permet de mieux tester le modèle sous ses deux variantes, et d'étudier l'adaptabilité entre les hypothèses et les types de marchés retenus.

⁶ Dumas et Solnik (1995), De Santis et Gérard (1998), Carrieri (2001) De Santis *et al.* (2003), Alder et Qi (2003) utilisent le même vecteur d'information pour modéliser les prix des risques du marché mondial et de change.

⁷ Voir notamment Hardouvelis, Malliaopulos et Priestley (2006).

Les observations sont des cours mensuels de fin de période allant d'août 1992 à septembre 2006, soit 170 observations. Les indices boursiers respectifs aux différents pays sont donnés ci-dessous.

Pays	Indice boursier
Etats Unis	Sp 500
Grande Bretagne	FTSE 100
France	CAC 40
Hong Kong	Hang Seng
Maroc	MADEX
Mexique	MEXICO-IPC

L'indice du marché mondial retenu est l'indice MSCI Monde. L'excès de rendement de cet indice est calculé à partir d'un taux sans risque à 1 mois, déduit des taux sans risque des marchés américain et européen dont la part est relativement importante dans le marché mondial.

Les cours boursiers des marchés français, britannique, américain, mexicain, Hong Kong et mondial sont issus de la base International Financial Statistics (IFS), l'indice du marché marocain est issu du site Bourse.challenges.fr.

Les séries de taux sans risque proviennent également de la base IFS de même que les taux de change nominaux bilatéraux. Les taux de change réels sont construits en déflatant les taux de change nominaux par les indices des prix à la consommation (IPC) obtenus à partir de la base de données IFS.

Par ailleurs, pour la suite de l'étude, des variables d'information sont utilisées dans le but de conditionner l'estimation des prix des différents facteurs de risques. Le choix de ces variables est une question très sensible du point de vue empirique et théorique. En effet, selon Dumas et Solnik (1995), la théorie du Modèle d'Equilibre Des Actifs Financiers échoue dans la spécification de ces variables d'information. Du point de vue empirique, le choix des variables instrumentales a un impact significatif sur les résultats. La spécification décrite ici est inspirée des résultats des travaux antérieurs⁸ et est également en rapport avec la disponibilité des données. Les séries retenues sont censées refléter les informations concernant le cycle financier et économique mondial pour aider les investisseurs à estimer les prix de risques à la date (t-1). Ces informations sont tirées en grande partie du cycle financier et économique américain, qui a un pouvoir important dans la prévision des rendements des indices boursiers des autres marchés étrangers⁹.

Ainsi, la matrice des variables d'informations internationales créée pour cette étude contient :¹⁰

- Un terme constant

⁸ Voir Harvey (1991), Ferson et Harvey (1993), De Santis et Gérard (1997, 1998), Dumas et Solnik (1995), De Santis et al (2003), Gérard et al. (2003).

⁹ Voir Harvey (1991).

¹⁰ Des tests de racine unitaire ont été effectués et montrent que toutes les séries considérées dans les régressions sont stationnaires.

- Le rendement en dividende du portefeuille du marché mondial en excès du taux des eurodollars à 1 mois (RDIVWORLD)
- Une prime de terme américaine (DBONDY_US)
- Excès de rendement de l'indice boursier américain (DIVY_US)
- La variation mensuelle du rendement d'un certificat américain de trésorerie à 30 jours (DCTRESEURO\$)

Le rendement en dividende du portefeuille du marché mondial est constitué à partir de la rentabilité de l'indice boursier mondial MSCI Monde. La prime de terme est mesurée par la différence entre un taux d'intérêt court américain à 1 mois et un taux long (un bon du trésor américain à 10 ans). L'excès de rendement du marché américain est approximé à partir de la rentabilité de l'indice boursier américain Sp500¹¹. Toutes ces variables instrumentales proviennent de Datastream et d'IFS et sont utilisées avec un retard par rapport aux séries de rentabilités.

Les tableaux A.1 et A.2 (voir Annexes) présentent les corrélations des séries de rentabilités boursières et des séries de taux de change. Ces corrélations sont relativement faibles. Les corrélations les plus élevées sont entre le marché britannique et le marché américain (70,4%) et entre le marché britannique et le marché français (68,4%). Cela peut s'expliquer par les relations financières relativement importantes entre les trois marchés développés. Les corrélations entre les marchés émergents et les marchés développés sont plus faibles que celles entre les marchés développés. Cette différence clarifie la capacité limitée de ces marchés en matière d'ouverture sur les marchés internationaux et de diversification de leurs portefeuilles. La corrélation entre les deux séries de rentabilités boursières américaine et marocaine est très faible, de l'ordre de 3%. Entre le CAC40 et MADEX la corrélation est également très faible par rapport à celle entre le CAC40 et FTSE100 (68%) et ne dépasse pas les 27%.

Les corrélations entre les séries de change et les séries boursières sont faibles et souvent négatives. Les corrélations entre le taux de change réel Euro/dollar et les autres séries de change sont les plus élevées. La plus forte concerne la relation entre la France et le Maroc, 74,5%. Cela s'explique en partie par la dépendance monétaire et financière du Maroc à la France et, plus généralement entre le Maghreb et la zone euro, due à la proximité géographique et aux importants flux migratoires.

4 Résultats empiriques

Cette section se compose de trois étapes d'estimations. Tout d'abord, les prix du risque de change et de marché sont estimés. Ensuite, nous présentons l'estimation des modèles sous l'hypothèse d'intégration financière parfaite : le risque du marché local n'est pas pris en compte pour chacun des six pays. Seuls les risques liés au marché mondial et aux variations non anticipées de taux de change sont considérés. Enfin, le modèle est ré-estimé sous l'hypothèse générale de marchés financiers partiellement segmentés. Dans ce cas, la prime de risque totale est appréciée en fonction de la prime de risque du marché mondial, l'ensemble des primes de risque de change et la prime de risque relative à chaque marché.

¹¹ Voir Hardouvelis, Malliaropoulos et Priestley (2006).

4.1 Estimation et analyse du prix de risque de change et de marché

Nous estimons un modèle dans lequel les séries de rentabilités de taux de change réel sont fonction linéaire de quatre variables instrumentales à l'aide de la méthode d'estimation des moindres carrés ordinaires. Ensuite, les coefficients estimés sont utilisés pour calculer le prix du risque de change de chaque pays.

Les résultats de l'estimation sont résumés dans le tableau 1.

Tableau 1 : Estimation par la MCO du prix de risque de change et de marché

	C	DBONDY_US	DCTRESEURO\$	DIVY_US	RDIVWORLD
PRC_FR	-0,002	-0,134	0,015	-0,035	0,05
t-Student	(-0,514)	(0,42)	(1,49)	(-0,55)	(1,13)
PRC_UK	0,005	0,058	0,015	0,077	0,051
t-Student	(1,461)	(0,439)	(1,88)***	(1,54)	(1,44)
PRC_HK	-0,005	-0,106	0,005	-0,015	-0,049
t-Student	(-4,65)*	(-3,022)*	(2,15)**	(-1,14)	(-5,21)*
PRC_MX	0,011	0,367	-0,041	0,126	-0,004
t-Student	(1,793)***	(1,73)***	(-3,165)*	(1,579)	(-0,062)
PRC_MO	-0,005	-0,185	0,024	-0,035	-0,009
t-Student	(-1,198)	(-1,319)	(2,802)*	(-0,673)	(-0,232)
PRM_W	-0,023	-0,196	0,034	0,219	0,295
t-Student	(-3,005)*	(-0,721)	(2,071)**	(2,143)**	(4,031)*

*significatif à 1% **significatif à 5%, ***significatif à 10%, FR : France, UK : Grande Bretagne, HK : Hong Kong, MX : Mexique, MO : Maroc, W : Monde. PRC : prix du risque de change.

Il ressort de ces résultats que les prix de risque des taux de change réels sont déterminés essentiellement par la variation mensuelle du rendement du certificat américain de trésorerie à 30 jours (DCTRESEURO\$) et également par la prime de terme américaine (DBONDY_US) pour certains pays comme Hong Kong et le Mexique.

Les quatre variables instrumentales expliquent 0,7% du prix de risque du taux de change réel Euro/\$, aucun coefficient n'étant significativement différent de 0. En revanche, le coefficient de détermination est plus élevé dans le cas de la Grande-Bretagne. Le prix du risque de change britannique se détermine principalement par la variable DCTRESUERO\$ puisque son coefficient est significativement différent de 0 au seuil de 10%. La qualité d'ajustement du modèle est meilleure que pour la France. Ceci peut s'expliquer tout d'abord par le fait que le marché des changes britannique est plus corrélé et dépendant du marché américain et international. Ensuite, l'objectif de la politique monétaire européenne est de créer une monnaie bien cotée sur le marché des changes, indépendante des événements politiques et financiers internationaux, surtout américains.

On constate également que les quatre variables d'information expliquent mieux les prix de risque des taux de change des pays émergents que ceux des pays développés.

Toutefois, il est utile de signaler la contribution de la variation mensuelle du rendement du certificat américain de trésorerie à 30 jours (DCTREURO\$) dans la détermination des prix du risque de change respectifs aux différents pays émergents et développés.

Afin d'approfondir l'analyse, les graphiques en annexes représentent les prix de risque de change des différents pays (voir annexe graphes n°1). Pour tous les pays étudiés, ce prix de risque spécifique aux taux de change réagit significativement à la plupart des événements économiques, financiers et politiques internationaux, tels que : les différentes crises monétaires et financières des pays asiatiques et sud américains en 1991, 1993, 1997, 1998 et 2001. C'est également le cas pour les attaques terroristes contre les Etats-Unis en 2001, qui ont touché plusieurs sites stratégiques symboles de l'économie américaine.

Le prix du risque du marché britannique évolue de manière similaire au cas français : une phase d'expansion à partir du début des années 1990, puis une phase de stagnation à partir de 1995 et enfin, une nouvelle phase d'expansion à la suite des attaques contre les Etats-Unis en 2001 suivie d'une augmentation continue jusqu'en 2006. Pour Hong Kong, le prix de risque de change évolue en sens contraire. Il est positif pendant les années 1990 mais diminue pour devenir négatif vers la fin de l'année 2000. Il réagit significativement aux attaques contre les Etats-Unis en 2001, mais de façon nettement moins importante que la France et la Grande-Bretagne. Les évolutions relatives au Mexique et au Maroc ressemblent beaucoup à celles de Hong Kong. Les prix du risque de change sont peu volatils et en moyenne positifs, notamment au début des années 1990 et après 2001. Le prix du risque marocain réagit mieux aux attaques contre les Etats-Unis en 2001, par rapport aux deux autres pays émergents.

Au total, le prix du risque de change dans le cas des pays émergents est moins volatil que pour des pays développés mais sa valeur est beaucoup plus importante surtout pour le Mexique et le Maroc. A titre d'exemple, durant la sous période 2001-2006, le prix du risque de change du Maroc est environ 10 fois plus élevé que celui de la France.

Le prix du risque du marché mondial joue un rôle significatif dans l'estimation du prix du risque total notamment pour les pays développés, confirmant les travaux de De Santis et Gérard (1998), De Santis et al. (2003). En revanche, la contribution du prix de risque de change est plus significative pour les marchés émergents. Les résultats d'estimation (tableau 1) montrent que le prix du risque du marché mondial est en moyenne positif pendant toute la période d'étude, et est plus volatil pendant la sous période 2001-2006.

4.2 Estimation du MEDAFI dans le cas d'intégration parfaite des marchés financiers

Nous nous plaçons sous l'hypothèse d'intégration parfaite des marchés financiers dans le marché mondial et supposons que les prix des risques et leurs variances

peuvent varier au cours du temps. Le tableau 2 reporte les résultats issus de l'estimation par la méthode du quasi-maximum de vraisemblance des primes de risque des différents marchés émergents et développés.

Tableau 2: Estimation du MEDAFI conditionnel sous l'hypothèse d'intégration parfaite des marchés financiers par la méthode du quasi-maximum de vraisemblance :

	<i>C</i>	<i>PRM_W</i>	<i>PRC_FR</i>	<i>PRC_UK</i>	<i>PRC_HK</i>	<i>PRC_MO</i>	<i>PRC_MX</i>
PRT_FR	-34,67	35,81	-312,7	35,99	-	-299,86	-248,87
t-Student	(-2,41)**	(2,40)**	(-2,51)**	(3,35)*	-	(-2,58)*	(-2,54)**
PRT_UK	-15,22	15,56	-119,02	-64,51	-119,14	119,1	-
t-Student	(-1,56)	(1,56)	(-1,54)	(-1,52)	(-1,51)	(1,53)	-
PRT_US	-18,77	19,31	-143,27	-34,11	-63,85	-	-57,23
t-Student	(-1,91)***	(1,91)***	(-1,76)***	(-1,90)***	(-1,59)	-	(-1,72)***
PRT_HK	-38,65	36,12	-	-2248,12	-3626,19	6892,8	2798,96
t-Student	(-7,40)*	(7,42)*	-	(-7,13)*	(-7,09)*	(7,10)*	(7,11)*
PRT_MX	-92,05	95,07	-741,04	38,59	-	-660,97	-568,36
t-Student	(-3,04)**	(3,93)**	(-3,62)*	(2,04)	-	(-3,44)*	(-3,52)**
PRT_MO	5,46	-5,74	44,65	1,25	-	36,87	33,87
t-Student	(0,61)	(-0,62)	(0,58)	(0,19)	-	(0,51)	(0,56)

*Significatif à 1%, **significatif à 5%, ***significatif à 10%

Tableau 3 : Résultats des tests sur les résidus

	<i>Fr</i>	<i>UK</i>	<i>US</i>	<i>HK</i>	<i>MX</i>	<i>MO</i>
Skewness	-0,224	-0,556	-0,296	-0,337	-1,287	0,763
Kurtosis	3,085	3,934	3,909	3,995	6,016	4,333
J.B.	1,469	14,819	8,338	10,245	111,383	29,119
<i>Prob.</i>	0,479**	0,001	0,015	0,006	0,000	0,000
Q(36)	36,25	48,787	55,081	73,88	185,37	36,931
<i>Prob.</i>	0,457**	0,076**	0,022	0,000	0,000	0,426**
T*R² (White)	18,08	20,318	22,042	24,354	16,275	20,503
<i>Prob.</i>	0,45**	0,376**	0,282**	0,110**	0,573**	0,305**
T*R² (ARCH)	0,05	2,473	0,141	5,041	88,446	7,631
<i>Prob.</i>	0,81**	0,116**	0,707**	0,250*	0,520*	0,006

4.2.1 Le marché français

Pour le marché français, la prime de risque totale est déterminée par une constante, la prime de risque du marché mondial et l'ensemble des primes de risques relatives aux marchés : France, Grande-Bretagne, Maroc et Mexique. Tous les coefficients sont significativement différents de 0 au risque d'erreur de 5%. Les deux sources de risque contribuent à la formation de la prime totale et expliquent 13,39% de la variance totale du modèle.

Le graphique 2.1 (voir annexes) montre que la prime de risque totale est peu volatile, mais le filtre de Hodrick Prescott est cependant appliqué pour distinguer les tendances générales de la prime. La série filtrée affiche trois phases différentes d'évolution. Pendant la sous période 1992-1999, la prime totale est négative mais en croissance continue afin d'atteindre son maximum au milieu de l'année 1999. Elle est peu volatile par rapport à la prime de risque de change et pratiquement déterminée par l'évolution de la prime de risque du marché boursier. La contribution de la prime de risque de change est très faible. Ensuite, entre 1999 et 2001, la prime totale de risque diminue considérablement et évolue en moyenne dans le même sens que la prime de risque de change. A partir de la fin 2001 et jusqu'en 2006 la prime totale connaît une nouvelle période de croissance et devient considérablement importante par rapport aux années 1990. Pour cette dernière sous période, la prime totale se définit presque entièrement par la prime de risque de change.

Les résultats des différents tests sur les résidus sont reportés dans le tableau 3. Le test de normalité montre que les erreurs du modèle suivent une loi normale et le test de Ljung Box indique l'absence d'autocorrélation. Le test de White (1980) nous conduit à retenir l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des erreurs et l'application du test ARCH (Engle 1982) conduit à conclure à l'absence d'hétéroscédasticité conditionnelle dans le modèle.

Le test de Wald sur les coefficients permet de conforter l'analyse du modèle de cette étude. Ce test a pour but de déterminer l'éventualité de présence de contraintes sur les coefficients des variables explicatives. Il permet de déterminer si les différentes primes de risque contribuent significativement à l'explication de la prime de risque totale. Sous l'hypothèse nulle, en l'absence de contraintes, la statistique du test suit la loi de Khi-deux à q degrés de liberté.

Les résultats sont résumés dans le tableau suivant :

Hypothèse nulle	χ^2	df	p-value
La prime mondiale de risque est-elle constante ?			
$H_0 : \lambda_m = 1$	5,458	1	0,0195
Les primes de risque de change sont-elles conjointement nulles?			
$H_0 : \lambda_{i,l} = 0$	27,88	4	0,000
Les primes de risque de change sont-elles conjointement constantes?			
$H_0 : \lambda_{i,l} = 1$	22,56	4	0,0002

Pour le coefficient de la prime de risque de marché, l'hypothèse nulle d'absence de contraintes sur le coefficient ne peut pas être retenue : la prime de risque du marché explique bien la prime de risque totale. Comme nous l'avons vu lors de l'analyse graphique, la contribution du risque du marché dans le risque total est plus prononcée surtout pendant la première sous-période, 1992-2001, ce qui peut s'expliquer par la stabilité du marché français et du taux de change euro/dollars. En

revanche, après les attaques terroristes contre les Etats-Unis en 2001, les investisseurs internationaux sont en moyenne prêts à payer une partie de leur prime totale pour se protéger contre les fluctuations non anticipées des taux de change.

Toutes les primes de risque de change sont significativement différentes de 0 : l'ensemble des primes de risque de change des différents pays contribuent significativement à la formation de la prime de risque totale du marché français, témoignant de l'ouverture de la France sur le reste du monde.

Enfin, nous avons appliqué un test de constance des différentes primes de risque. Pour la prime de risque du marché, l'hypothèse nulle est rejetée, indiquant que la prime de risque du marché évolue au cours du temps et a d'ailleurs diminué considérablement lors de la deuxième sous période 2001-2006 en faveur du prix de risque de change. Les primes des risques de change sont toutes significativement et conjointement non constantes au risque d'erreur de 5%. En effet, les risques de taux de change sont faibles pendant la période 1992-2001 et augmentent par la suite.

En conclusion, la prime de risque de change est significative dans le cas du marché français. Elle contribue significativement à la formation de la prime de risque boursière. L'hypothèse d'intégration parfaite semble être adaptée à ce type de marché. Pour valider cette conclusion, il faut ré-estimer le MEDAFI dans le cadre de la deuxième hypothèse de segmentation partielle des marchés boursiers et ensuite comparer les résultats de deux variantes (voir infra).

4.2.2 Le marché britannique

Pour le marché britannique, à l'opposé du marché français, aucune des deux sources de risque ne contribue significativement à l'explication de la variance de la prime de risque totale. Ceci peut s'expliquer par la stabilité du marché britannique par rapport aux autres marchés, notamment le marché boursier mondial. Ceci suggère que les nombreuses opportunités d'investissement ont permis une meilleure diversification des risques et donc une baisse de leurs prix et quantités.

Le test de Ljung-Box montre que les erreurs du modèle sont non autocorrélées et le test de White conduit à retenir l'hypothèse d'homoscédasticité des erreurs. Cette hypothèse est confirmée par le test ARCH qui fait ressortir l'absence d'hétéroscédasticité conditionnelle.

4.2.3 Le marché américain

Le graphique 2.6 (voir annexes) montre que la prime de risque estimée est volatile. Elle ressemble en moyenne à la prime de risque du marché français. Le graphique se divise en deux sous périodes d'évolutions différentes. A partir de 1992 et jusqu'à juin 2001, la prime est négative et est très faible. En effet selon la série filtrée, une tendance à la baisse s'observe principalement vers la fin des années 1990. La deuxième sous période, commence juste après les attaques terroristes contre les Etats-Unis. Immédiatement une tendance à la hausse de la prime de risque est

constatée, suivie par une variation à la hausse, d'où un regroupement de volatilité mais qui disparaît rapidement pour revenir à des variations de prime « normales ». Elle est en moyenne positive pendant cette sous période par opposition aux années 1990.

L'étude de la tendance générale de la prime, en appliquant le filtre de Hodrick et Prescott (1996), montre une évolution de la série estimée similaire à celle du marché français.

Pour les trois pays développés, les primes de risque totales sont peu volatiles et en moyenne négatives pendant les années 1990. Ensuite, à partir de 2001, les prix du risque augmentent considérablement. A l'exception du marché britannique, la prime de risque du marché contribue pour une grande part à l'explication de la variance de la prime de risque boursière. Toutes les primes de risque ont augmenté considérablement à partir de l'année 2001 puis ont baissé à partir de la fin de l'année 2005.

4.2.4 Les marchés émergents

Etudions tout d'abord la prime de risque totale du marché mexicain. Durant la période 1992-2000 (voir graphique 2.2 en annexes), la prime de risque totale est négative et peu volatile. Elle réagit significativement à la crise de décembre 1994. La variation est plutôt vers la hausse, mais elle n'est pas suivie par d'autres variations à la hausse, ce qui illustre la faible volatilité de la série durant cette période. L'analyse de la série filtrée fait ressortir une diminution considérable du risque vers la fin des années 1990. Ceci peut-s'expliquer par le soulagement du marché mexicain après la crise de la fin 1994 et début 1995, où la plupart des investisseurs ont été obligés de retirer leurs placements et les placer sur d'autres marchés. Lors des années 1998-1999, il apparaît une baisse de la prime de risque qui peut être un signe de relance de l'économie mexicaine et de retour des investisseurs internationaux sur ce marché sans l'exigence d'un prix du risque plus ou moins élevé. Pour la deuxième sous période, 2001-2005, la prime de risque mexicaine est en moyenne positive et très volatile. Des regroupements de volatilité sont observés. Le prix du risque atteint son maximum pendant le premier trimestre 2002. C'est le niveau le plus élevé enregistré jusqu'à maintenant par rapport aux trois pays développés déjà étudiés. Pour la dernière sous période, fin 2005 et 2006, la prime de risque baisse de nouveau et est négative. La série filtrée montre une tendance à la baisse, comme pour les marchés américain, français et britannique. Ceci peut traduire la stabilité du marché boursier mondial d'une part, ainsi que les nouvelles opportunités ouvertes aux investisseurs internationaux, d'autre part, qui ont permis de diversifier les facteurs de risques et donc une baisse de la prime de risque totale.

Le tableau A.3 (voir annexes) présente la structure des seconds moments conditionnels issus de l'estimation GARCH (1,1) du MEDAFI . Les coefficients α et β sont significatifs pour toutes les séries de rentabilités boursières des marchés émergents. Les valeurs estimées du vecteur β (qui relie les seconds moments à leurs valeurs passées) sont supérieures à celles du vecteur α (qui relie les seconds

moments aux innovations passées), ce qui témoigne des changements graduels dans la dynamique de la volatilité conditionnelle.

Les résultats du test de Wald sur les coefficients estimés sont résumés dans le tableau suivant :

Hypothèse nulle	χ^2	df	p-value
La prime mondiale de risque est-elle constante ?			
$H_0 : \lambda_m = 1$	6,15	1	0,0128
Les primes de risque de change sont-elles conjointement nulles?			
$H_0 : \lambda_{i,l} = 0$	20,27	4	0,0004
Les primes de risque de change sont-elles conjointement constantes?			
$H_0 : \lambda_{i,l} = 1$	21,927	4	0,0002

Il ressort que la prime de risque des taux de change varie dans le temps et contribue de manière importante à l'explication de la variance de la prime de risque totale.

Concernant Hong Kong, le graphique 2.3 (voir annexes) montre que la prime de risque totale est en moyenne négative, excepté pour la sous période 2002-2004. Elle comporte des phases de forte volatilité. La série filtrée affiche une tendance générale proche de celle du Mexique.

L'estimation du modèle GARCH (1,1) multivarié montre que les deux sources contribuent significativement à la formation de la prime de risque totale.

Les résultats du test de Wald sur les coefficients sont résumés dans le tableau suivant et montrent que les trois hypothèses nulles sont rejetées :

Hypothèse nulle	χ^2	df	p-value
La prime mondiale de risque est-elle constante ?			
$H_0 : \lambda_m = 1$	52,10	1	0,000
Les primes de risque de change sont-elles conjointement nulles?			
$H_0 : \lambda_{i,l} = 0$	71,304	4	0,000
Les primes de risque de change sont-elles conjointement constantes?			
$H_0 : \lambda_{i,l} = 1$	68,95	4	0,000

Une conclusion émerge après l'étude des deux marchés émergents, mexicain et hongkongais. La modélisation de type GARCH multivarié du MEDAFI montre que le risque de change est significatif et contribue de manière importante à la formation de la prime de risque totale du rendement de l'indice boursier mexicain et dans une moindre mesure hongkongais. Cette contribution est variable au cours du temps dans le cas du marché mexicain, comme le montre l'application du test de Wald.

Concernant à présent les rentabilités de l'indice MADEX, le graphique 2.4 (voir annexes) montre que la prime totale est négative sur toute la période. La série filtrée

indique que la tendance générale ressemble aux séries des pays précédemment étudiés, excepté pendant la sous période 2002-2006 où la prime de risque totale a tendance à augmenter.

Comme dans le cas de deux marchés émergents précédents, le modèle est estimé à partir d'un processus GARCH (1,1) multivarié. Le tableau A.3 (voir annexes) montre que les coefficients α et β sont significatifs. Les valeurs estimées β sont supérieures à celles de α mais de manière moins importante que dans le cas du marché mexicain, témoignant d'une faible fluctuation de la dynamique de volatilité conditionnelle de la prime de risque marocaine.

Les résultats du test de Wald sur les coefficients estimés par le modèle sont résumés dans le tableau suivant :

Hypothèse nulle	χ^2	df	p-value
La prime mondiale de risque est-elle constante ?			
$H_0 : \lambda_m = 1$	0,27	1	0,599
Les primes de risque de change sont-elles conjointement nulles?			
$H_0 : \lambda_{i,l} = 0$	11,75	4	0,0193
Les primes de risque de change sont-elles conjointement constantes?			
$H_0 : \lambda_{i,l} = 1$	7,68	4	0,1039

En conclusion, à l'exception du marché mexicain, il ressort que les primes de risque des taux de change des pays émergents ne représentent pas la part la plus importante de la prime de risque totale.

Il faut également noter une différence entre les pays émergents et les pays développés. Pour ces derniers, la prime de risque du portefeuille du marché est plus prononcée. En effet, pour la France, les États-Unis et la Grande-Bretagne, la prime de risque du marché mondial contribue significativement à la formation de la prime totale, ce qui n'est pas le cas pour le risque de change qui participe très faiblement surtout pour les États-Unis et la Grande-Bretagne. Par ailleurs, pour les marchés émergents la prime de risque de change est significative dans le cas du Mexique et d'une manière moins prononcée pour le marché hongkongais. Pour le Maroc la non significativité de la prime de risque de change peut être due à l'hypothèse d'intégration parfaite qui n'est pas compatible avec les caractéristiques du marché en question. Dans tel cas, l'hypothèse d'intégration parfaite peut être non compatible avec ce type de marché dont le processus d'intégration financière n'est pas encore achevé.

Nous nous proposons à présent de nous placer sous l'hypothèse de segmentation partielle des marchés boursiers qui offre la possibilité de mieux spécifier les facteurs de risque ainsi que leurs dynamiques. Cette hypothèse nous permettra de vérifier si le risque du marché local est mieux rémunéré par les investisseurs internationaux que le risque de taux de change.

4.3 Marchés boursiers partiellement segmentés

Supposons dorénavant que les marchés boursiers sont partiellement segmentés. Le prix du risque total est alors une combinaison de facteurs internationaux et nationaux de risques. En plus du prix du risque du marché boursier mondial et des risques de taux de change, se rajoute le risque du marché local.

Comme nous l'avons montré sous l'hypothèse d'intégration financière parfaite des marchés, le prix du risque de change est significatif et contribue à la formation de la prime de risque totale dans le cas de certains marchés. Néanmoins, selon la théorie monétaire et financière, les taux de change sont liés aux agrégats macroéconomiques qui caractérisent la situation économique de chaque pays. Il se peut donc que la segmentation partielle soit à l'origine de la significativité des prix de risque des taux de change dans certains marchés qui reflètent indirectement le risque du marché local. Mais sous l'hypothèse d'intégration parfaite, ce dernier se manifeste sous la forme de risque de change.

Cette deuxième hypothèse a pour but de vérifier si la prime de risque de change est toujours significative et contribue statistiquement et économiquement à la formation de la prime de risque totale. Elle a aussi pour objectif d'examiner la significativité des risques de taux de change dans le cas du Maroc. Précisément, il s'agit d'étudier l'impact de chaque hypothèse sur la significativité de la prime de change notamment dans les marchés émergents. En effet, l'hypothèse de segmentation partielle peut être mieux adaptée au marché marocain que l'hypothèse d'intégration parfaite pour faire ressortir la significativité du risque de change.

Le modèle estimé ici, sous l'hypothèse de marchés boursiers partiellement segmentés, s'écrit comme suit:

$$ER_{i,t} = c + \lambda_{m,t} PRM_W_t + \sum_{k=1}^5 \lambda_{k,t} PRC_P_{k,t} + \delta_{i,t} PRM_P_{i,t} + \varepsilon_i.$$

$\delta_{i,t}$ représente le coefficient de la prime de risque domestique $PRM_P_{i,t}$

Les résultats précédents, mettant en évidence la significativité des primes de risque de change peuvent n'être que le reflet du risque de marché domestique qui ne figure pas dans le MEDAFI sous l'hypothèse de marchés parfaitement intégrés. Ce risque domestique apparaît alors à travers le risque de change, puisque selon la théorie monétaire, les taux de change sont liés aux fondamentaux macroéconomiques des pays.

Les résultats de l'estimation du maximum de vraisemblance appliqué à chaque marché sont présentés dans le tableau 4.

Tableau 4 : Estimation du MEDAFI conditionnel sous l'hypothèse de segmentation partielle des marchés financiers

	<i>C</i>	<i>PRM_W</i>	<i>PRC_FR</i>	<i>PRC_UK</i>	<i>PRC_HK</i>	<i>PRC_MO</i>	<i>PRC_MX</i>	<i>PRM_domestique</i>
PRT_FR	-29,17	37,14	-415,86	111,89	-	-451	-349,54	-7,06
t-Student	(-1,50)	(2,43)**	(-1,51)	(0,62)	-	(-1,19)	(-1,35)	(-0,42)
PRT_UK	273,01	21,65	233,52	330,34	954,17	-389,72	-	-307,95
t-Student	(1,99)**	(2,10)**	(1,26)	(1,72)***	(1,85)***	(-1,53)	-	(-2,10)**
PRT_US	-17,33	19,41	-125,76	-34,08	-45,22	-	-48,25	-1,57
t-Student	(-0,60)	(1,88)***	(-0,37)	(-1,89)***	(-0,13)	-	(-0,28)	(-0,05)
PRT_HK	-34,52	38,03	-	-1606,39	-2514,98	4841,37	1972,07	-4,99
t-Student	(-1,22)	(2,22)*	-	(-0,38)	(-0,34)	(0,36)	(0,36)	(-0,16)
PRT_MX	-83,19	84,37	-740,21	72,99	-	-691,42	-581,77	1,71
t-Student	(-146,8)**	(186,17)**	(-125,0)*	(17,19)*	-	(-70,43)*	(-96,1)*	(-10,8)*
PRT_MO	28,31	7,46	-236,16	232,45	-	-427,21	-258,29	-38,94
t-Student	(2,47)**	(1,07)	(-1,63)	(1,98)**	-	(-1,80)***	(-1,72)***	(-1,98)**

*Significatif 1%, **significatif à 5%, ***significatif à 10%

Concernant la France, seule la prime de risque du marché mondial est statistiquement et économiquement significative. Le coefficient de risque du marché domestique est non significativement différent de 0 au risque d'erreur de 5%.

L'hypothèse de segmentation partielle ne permet donc pas de valoriser le risque domestique. En effet, sous l'hypothèse d'intégration parfaite, nous avons montré que le risque de change et le risque du marché mondial contribuent significativement à la formation de la prime de risque totale du marché français. Toutefois, la significativité des prix de risque de change est supposée être à l'origine du risque domestique qui est intégré dans le risque du marché mondial. Mais, le modèle estimé dans le cadre de segmentation partielle des marchés montre bien que la prime de risque domestique est non significativement différente de 0.

Pour le marché britannique, le prix du risque de change est non significatif au seuil de 5%, alors que le risque du marché mondial contribue significativement à la formation du prix de risque total. Concernant la variance conditionnelle, le coefficient des seconds moments (qui relie les seconds moments aux valeurs passées) est beaucoup plus important que le coefficient qui relie les seconds moments aux innovations passées, illustrant un changement graduel dans la dynamique de la volatilité conditionnelle du modèle. Le test de Wald indique quant à lui que la prime de risque domestique est significative et varie au cours du temps. Le même résultat est également constaté pour le marché mondial qui est caractérisé par une prime de risque variable tout au long de la période d'étude et apparaît plus importante lors de la sous période 2003-2005.

Pour le marché américain, des résultats similaires au marché français sont obtenus : le risque local et le risque de change ne sont pas rémunérés internationalement et seul le risque du marché mondial contribue significativement au seuil de 10 % à la formation de la prime de risque totale.

La série filtrée de la prime totale présente une tendance générale proche de celle obtenue sous l'hypothèse de marchés parfaitement intégrés. Les mêmes sous périodes d'évolution se distinguent. L'hypothèse de marchés partiellement segmentés confirme l'idée de départ : le risque du marché mondial est la principale source de risque pour le marché américain. Ce résultat n'est surprenant au vu du poids du marché américain dans le marché mondial.

Concernant les pays émergents, les résultats montrent que la prime de risque du marché mondial est statistiquement et économiquement rémunérée pour les trois marchés. Pour Hong Kong la prime de risque du marché domestique est non significativement différente de 0. Pour le Maroc, le coefficient de la prime de risque du marché local est significatif au seuil de 5 %, illustrant sa contribution à la formation de la prime de risque totale. Pour le Mexique, les risques du marché mondial et des taux de change sont significatifs mais moins prononcés que dans le cas d'intégration parfaite. Le risque domestique ne remplace donc pas la prime de risque liée au taux de change qui est à son tour rémunérée internationalement.

Au total, l'estimation du MEDAFI pour chaque pays sous l'hypothèse de segmentation partielle montre qu'en général le risque domestique est non significatif, sauf pour la Grande-Bretagne et le Mexique. Elle a aussi montré que le risque de change est non significatif dans les marchés développés et met ainsi en évidence que la première hypothèse est la plus adaptée à ce type de marché.

La deuxième hypothèse nous paraît plus adaptée au cas du marché marocain. En effet, contrairement au cas d'intégration parfaite, l'hypothèse de segmentation partielle a permis de montrer que le risque de change est rémunéré internationalement et contribue significativement à la formation du prix du risque total.

5 Conclusion

Cette étude s'est intéressée à la détermination de la significativité de la prime de risque de change et à la mesure de sa contribution dans la prime de risque totale. A cette fin, une version internationale du Modèle d'Evaluation Des Actifs Financiers a été estimée sur la période 1992-2006 pour trois marchés développés (France, Grande-Bretagne, Etats-Unis) et trois marchés émergents (Maroc, Mexique, Hong Kong).

L'estimation du modèle sous les deux hypothèses d'intégration parfaite puis de segmentation partielle des marchés boursiers permet de tirer les conclusions suivantes :

- Sous l'hypothèse d'intégration parfaite des marchés, les primes de risque des taux de change sont statistiquement significatives pour la France, le Mexique, et, dans une moindre mesure, pour Hong Kong. En revanche, ce n'est pas le cas pour les deux autres marchés développés (Etats-Unis et Grande Bretagne), ni pour le marché marocain.
- Sous l'hypothèse de segmentation partielle, le risque de taux de change est rémunéré internationalement pour deux marchés émergents, le Maroc et le

Mexique, mais pas pour le marché hongkongais, contrairement au cas d'intégration parfaite.

- Pour les marchés où les primes de change sont significatives, celles-ci varient considérablement dans le temps, et d'un marché financier à un autre.

La ré-estimation du MEDAFI sous l'hypothèse de segmentation partielle des marchés pour tester la significativité de la prime de risque de change a montré que :

- Pour les pays développés et notamment la France dont la prime de risque de change est significative, l'hypothèse d'intégration parfaite paraît la plus adaptée à ce type de marché. Ces résultats sont compatibles avec les conclusions des travaux précédents (De Santis et Gérard (1998), De Santis et al (2003), Arouri (2006),...).
- Pour les pays émergents, l'hypothèse de segmentation partielle paraît la plus pertinente, notamment pour le Maroc.

Une extension de ce travail pourrait résider dans l'analyse plus approfondie du choix des variables d'information. Celles-ci jouent en effet un rôle crucial dans le conditionnement de l'estimation du risque de change et dans sa contribution au prix du risque total, une telle extension permettrait d'apprécier la robustesse de nos résultats surtout pour les marchés émergents.

REFERENCES

- [1] Adler M, Dumas B (1983) International portfolio selection and corporation Finance: A Synthesis. *Journal of Finance* 38: 925-984.
- [2] Arouri M (2006) La prime de risque dans un cadre international : le risque de change est-il apprécié? *Revue de Finance* 27: 130 -170.
- [3] Bauwens, Laurent and Rombauts (2006), *Journal of applied econometrics*. 21:79 - 109
- [4] Bekaert G, Harvey C R (1995) Time-varying world market integration. *Journal of Finance* 50: 403-444
- [5] Bollerslev T, Wooldrige J.M (1992) Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances. *Econometric review* 11: 143-408.
- [6] Capiello L, Catren O, Jaaskela J (2003) Measuring the euro exchange rate risk premium: the conditional international CAPM approach. *FAME*, janvier 2003, Helsinki, Finlande.
- [7] De Santis G, Gerard B (1997) International asset pricing and portfolio diversification with time varying risk. *Journal of Finance* 52: 1881-1912.
- [8] De Santis G, Gerard B (1998) How big is the premium for currency risk. *Journal of Financial Economic* 49: 375-412.
- [9] Dumas B, Solnik B (1995) The World price of foreign exchange rate risk. *Journal of Finance* 50: 445-480
- [10] Ferson W, Harvey C (1993) the risk and predictability of international equity returns. *Review of financial studies* 6: 527-566.

- [11] Fisher (1972) Capital Market equilibrium with restricted borrowing. *Journal of business* 45: 444-454.
- [12] Giovannini A, Jorion P (1989) The time variation of risk and return in the foreign exchange and stock markets. NBER
- [13] Hardouvelis, Malliaropulos et Priestley (2006), EMU an European Stock Market Integration, *Journal of Business*, 2006, vol.79, no. 1, pp. 365-373.
- [14] Harvey C R (1991) The world price of covariance risk. *Journal of Finance* 46: 111-157
- [15] Hodrick R, Prescott E (1996) Post war US business cycles: a descriptive empirical investigation. Mark Watson, federal reserve bank of Chicago.
- [16] Jorian P (1988) On jump process in the foreign exchange and stock markets. *Review of financial studies*. 4: 427-445.
- [17] Karolyi A, Stulz R (2002) Are financial assets priced locally or globally. In *Handbook of the economics of finance*, Constantinides, Harris and Stulz editions, North Holland.
- [18] Lardic S, Mignon V (2002) *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*. Economica.
- [19] Lintner J (1965) The evaluation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of economics and Statistics* 47: 13-37.
- [20] Markowitz H (1959) *Portfolio selection: Efficient diversification of investments*. John Wiley
- [21] Parienté S *Techniques financières d'évaluation*. p 171.
- [22] Rogoff K (1996) The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of economic literature*, 34 (2), 647-668.
- [23] Sercu P (1980) A generalization of the international asset pricing model. *Journal of Finance* 1: 91-135.
- [24] Shanken J (1987) Multivariate Proxies and asset pricing relation: Living with the Roll critique. *Journal of Financial Economics*, 18: 91-110
- [25] Sharpe W (1964) Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance* 19: 425-442.
- [26] Solnik B (1974) An equilibrium model of the international capital market. *Journal of Economic theory* 8: 500-524
- [27] Stulz R (1981) A model of international asset pricing. *Journal of Financial Economics* 9: 383-406
- [28] Tai C (2004) Can Currency Risk be a Source of Risk Premium in Explaining Forward Premium Puzzle? Evidence from Asia-Pacific Forward Exchange Markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, n°13, pp 291-311.

ANNEXES

- Tableau A.1 : Matrice de corrélation des séries de rentabilités boursières

	Indice FR	Indice UK	Indice HK	Indice Mo	Indice MX	Indice US	Indice MSCI
Indice FR	1	0,68	0,3	0,31	0,27	0,48	0,23
Indice UK		1	0,58	0,15	0,33	0,7	0,11
Indice HK			1	-0,05	0,34	0,64	0,18
Indice MO				1	0,23	0,03	0,2
Indice MX					1	0,31	0,28
Indice US						1	0,66
Indice MSCI							1

- Tableau A.2 : Matrice de corrélation des séries des rentabilités de taux de change réels

	TCRFR	TCRUK	TCRHK	TRCMO	TCRMX
TCRFR	1	0,55	0,01	0,74	-0,08
TCRUK		1	0,09	0,31	-0,08
TCRHK			1	0,01	0,03
TRCMO				1	-0,16
TCRMX					1

- Tableau A.3 : Processus GARCH (1,1) Equation de la Variance :
($\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2$)

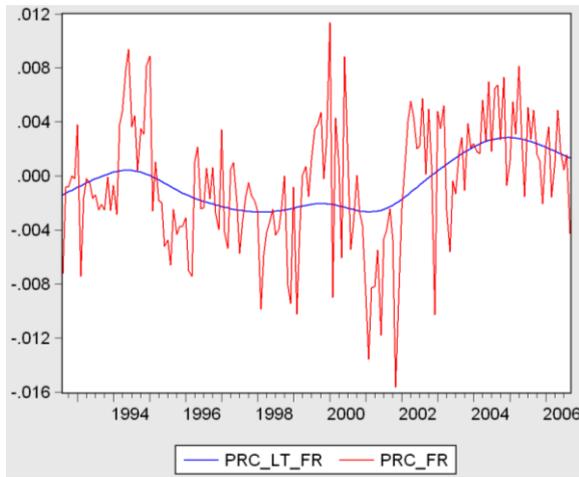
	Mexique	Maroc	Hong Kong
α	0,291	0,361	0,115
t student	(2,699)*	(3,235)*	(2,123)*
β	0,590	0,591	0,849
t student	(3,941)*	(5,102)*	(10,872)*

- Tableau A.4 : Processus GARCH (1,1) Equation de la Variance :
($\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2$)

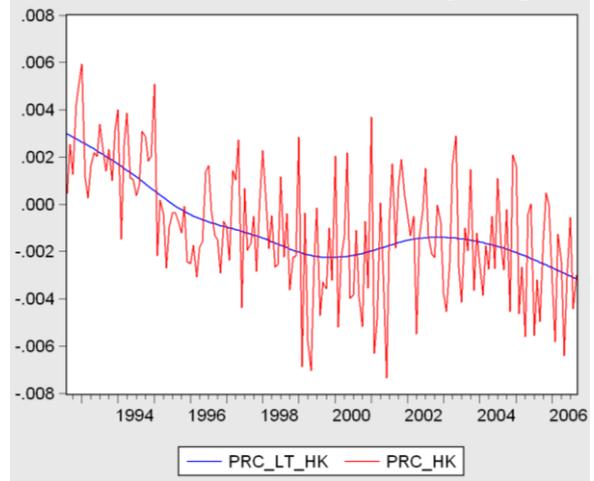
	Mexique	Maroc	Hong Kong
α	0,13	0,29	0,4
t-Student	(2,95)*	(3,02)*	(3,19)*
β	0,84	0,61	0,53
t-Student	-16,79	(4,25)*	(3,52)*

- Graphes n°1 : Prix de risque de change (PRC)

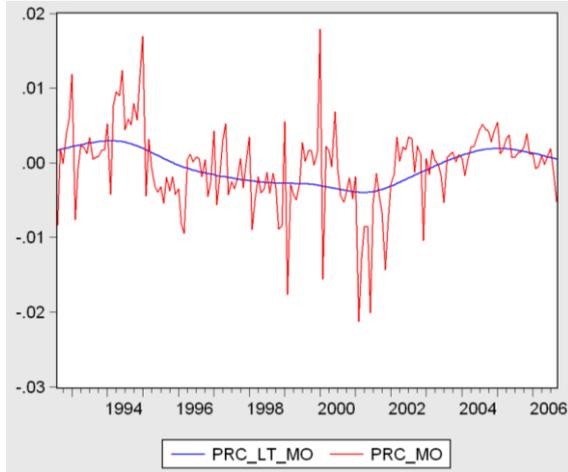
Graph 1.1 - PRC du marché français



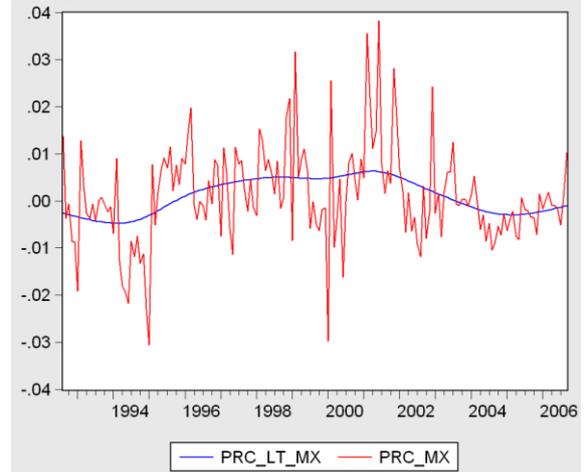
Graph 1.2 - PRC du marché hongkongais



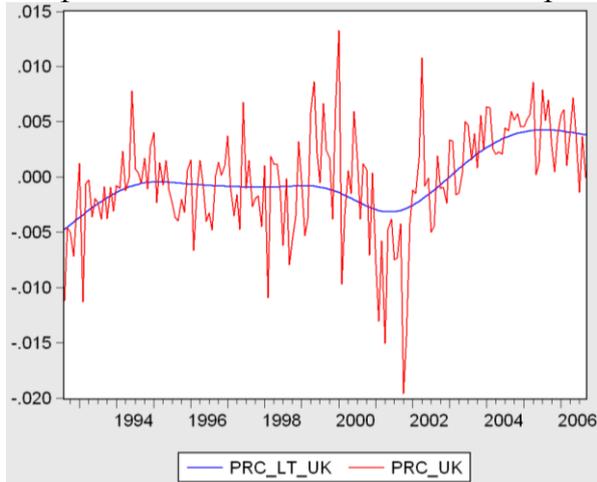
Graph 1.3 - PRC du marché marocain



Graph 1.4 - PRC du marché mexicain

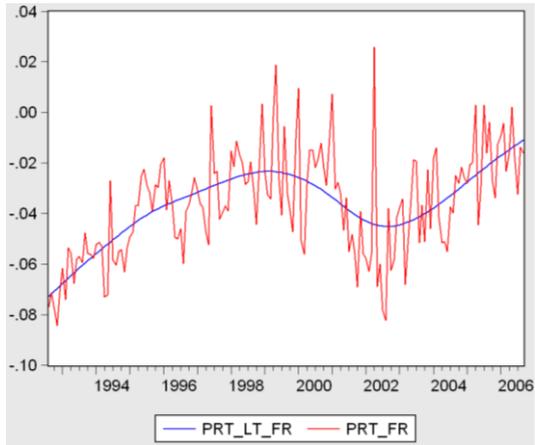


Graph 1.5 - PRC du marché britannique

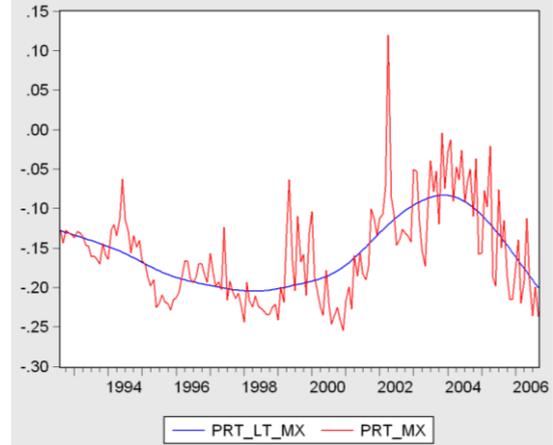


- Graphes n°2 : Primes de risques totales sous l'hypothèse d'intégration financière parfaite.

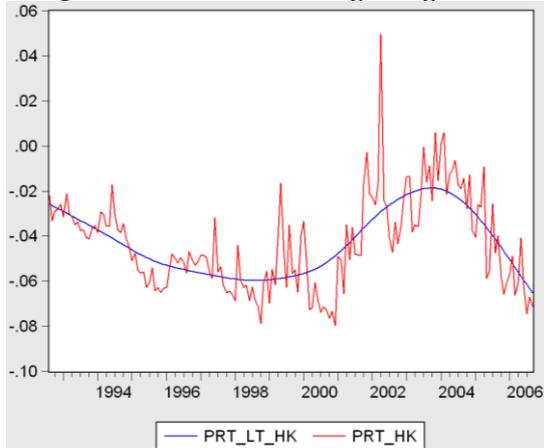
Graphe 2.1 : Marché français



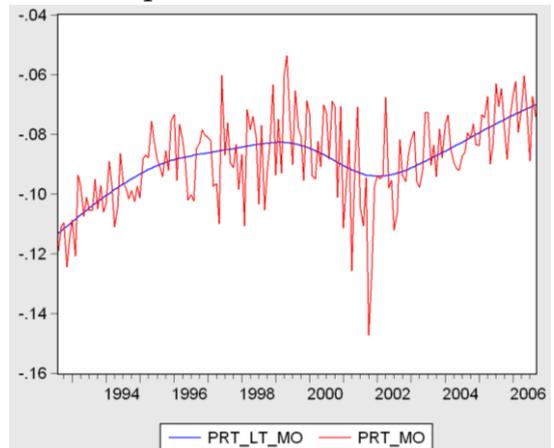
Graphe 2.2 : Marché mexicain



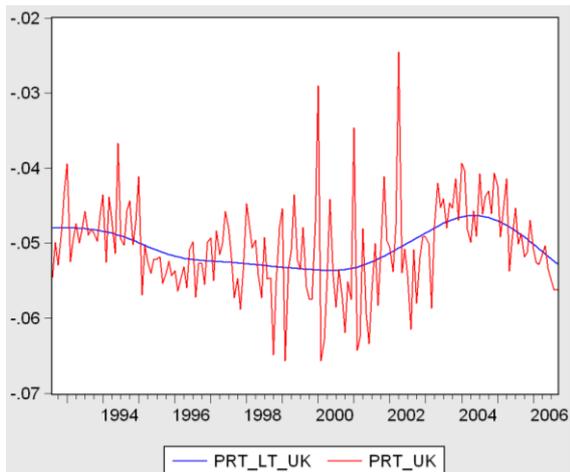
Graphe 2.3: Marché hongkongais



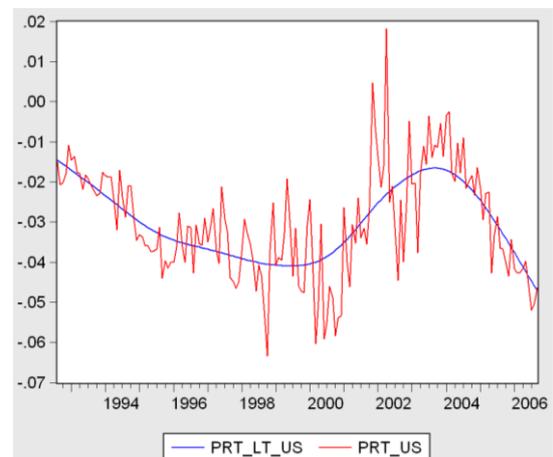
Graphe 2.4 : Marché marocain



Graphe 2.5 : Marché britannique

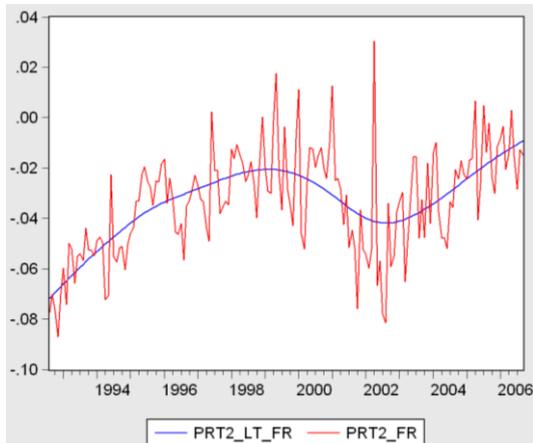


Graphe 2.6 : Marché américain

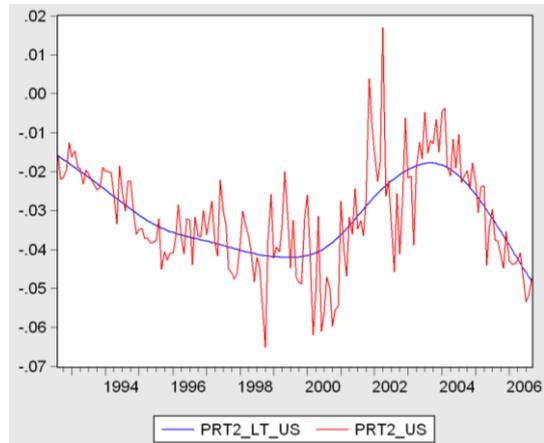


Graphes n°3 : Primes de risques totales sous l'hypothèse de segmentation partielle des marchés boursiers.

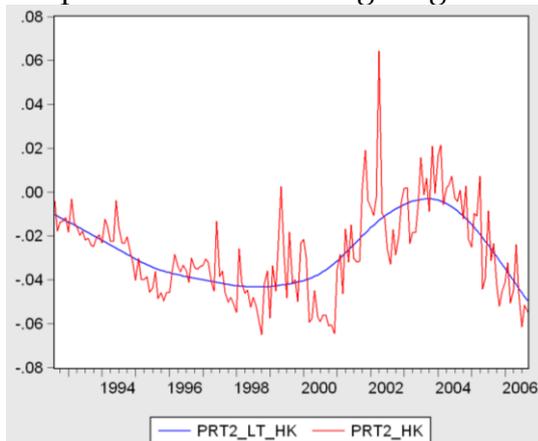
Graphe 3.1 : Marché français



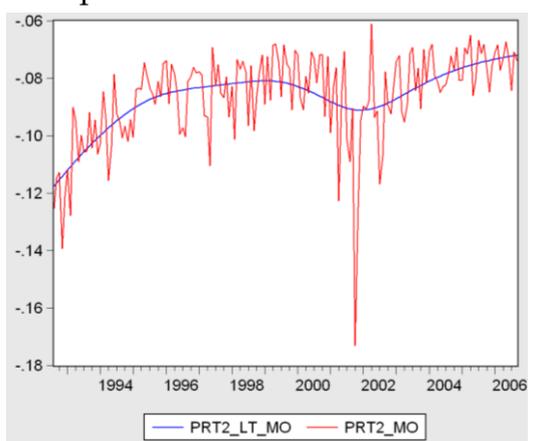
Graphe 3.2 : Marché américain



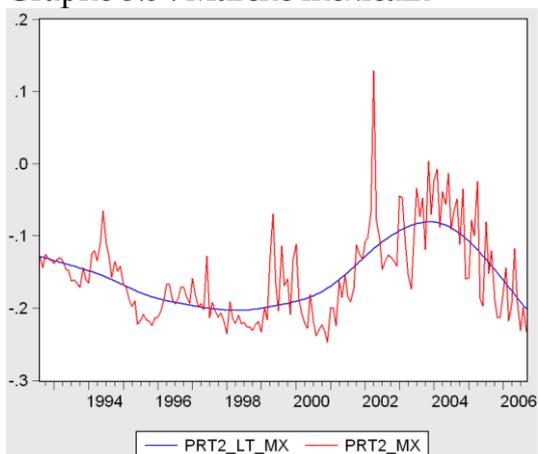
Graphe 3.3 : Marché hongkongais



Graphe 3.4 : Marché marocain



Graphe 3.5 : Marché mexicain



Graphe 3.6 : Marché britannique

