



<http://economix.u-paris10.fr/>

# Document de Travail

Working Paper

**2009-45**

## Évaluation de la prime de risque de change dans un contexte régional : une analyse multi-variée du MEDAFI

Khaled Guesmi



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](mailto:secretariat-economix@u-paris10.fr)



Université Paris X Nanterre

# Évaluation de la prime de risque de change dans un contexte régional : une analyse multi-variée du MEDAFI

Khaled GUESMI<sup>1</sup>

Septembre 2009

Résumé

Nous proposons dans le cadre de cette étude l'utilisation de la version conditionnelle du MEDAFI (Modèle d'Evaluation Des Actifs Financiers International) à segmentation partielle pour étudier l'intégration des marchés boursiers émergents. Pour ce faire, on applique la version asymétrique GARCH-BEKK multi-variée avec changement structurel dans la variance qui permet de spécifier la dynamique des seconds moments conditionnels et de déterminer la contribution de risque de change dans la formation de la prime totale. Le modèle est estimé, sur la période Mars 1996 - Juin 2008 simultanément pour 5 marchés : le marché mondial et 4 zones émergentes. Nos résultats sont favorables à l'hypothèse de la segmentation partielle pour certaines zones dans le sens où les facteurs locaux de risque contribuent significativement à l'explication des rentabilités des marchés boursiers.

Classification JEL: C32, F36, G15

Mots-clefs : Evaluation Internationale, prime de risque, intégration financière, marchés émergents, GARCH multi-varié asymétrique.

Abstract

In this paper, we use the segmented conditional ICAPM (International Capital Asset Pricing Model) to study the emerging stock markets integration. To address this issue, we apply the asymmetric multivariate version of GARCH-BEKK with structural break of the variance. It allows to specify the dynamics of conditional second moments and determinates the contribution of each risk factor in establishing the total premium. The model is estimated for the period March 1996-June 2008, simultaneously for five markets: the world market and four emerging markets. Our results support the partial segmentation of the market studied. In fact, local risk factors contribute significantly in explaining stock market returns.

JEL Classification: C 32, F36, G15

Keywords: International asset pricing, equity risk premium, financial integration, Emerging Markets, Asymmetric Multivariate GARCH.

---

<sup>1</sup> ECONOMIX, Université de Paris Ouest Nanterre la Défense  
Bâtiment G, 200 avenue de la République 92001 Nanterre (France)  
Tél. +33.1.40.97.77.92 / E-mail : [khaled.guesmi@u-paris10.fr](mailto:khaled.guesmi@u-paris10.fr)

L'auteur tient à remercier G.Prat, D.Pereira, A.Omri, P. Sentis et M.H Arouri pour leurs remarques et suggestions utiles. Bien évidemment, il demeure seul responsable des erreurs ou omissions pouvant subsister.

# 1- Introduction

La prime de risque est la compensation exigée par un investisseur pour rémunérer le risque propre aux investissements en actions. Il existe deux types de risques : le risque de marché (ou systématique) affectant les actions d'un marché boursier et le risque intrinsèque (ou risque spécifique) indépendant des phénomènes qui agissent sur l'ensemble des titres. L'évaluation du risque est basée généralement sur le Modèle d'Evaluation Des Actifs Financiers International (MEDAFI) qui intègre les investissements internationaux, ainsi que le risque de change. Par ailleurs, les premières versions de MEDAF supposent une loi du prix unique (parité de pouvoir d'achat (PPA)) vérifiée et des paniers de consommation identiques. La loi du panier unique est une condition d'arbitrage instantanée selon laquelle les prix de biens échangeables doivent être identiques quand ils sont exprimés dans une monnaie identique. Stulz (1984) valide la PPA et suppose que le risque de change est une illusion monétaire qui ne doit pas être rémunéré. Ces hypothèses posent un problème majeur quand on prend en considération le risque de change dans un contexte international. En effet, une deuxième génération de modèles propose un mode de valorisation des actifs dans un cadre international basé sur la déviation de la PPA. Stulz (1981) propose un modèle où l'espérance de rendement est proportionnelle au risque d'inflation mondiale. Adler et Dumas (1983), ont élargi le MEDAF à un univers composé de plusieurs pays avec des paniers de consommation différents et des taux d'inflation aléatoires. On obtient un modèle à deux facteurs, où l'espérance de rendement d'un actif dépend de la covariance avec le portefeuille mondial et de la covariance avec le taux d'inflation dans chaque pays. Toutes ces analyses supposent que les marchés soient intégrés au niveau international et que la PPA ne soit pas validée.

Dans cet article, nous passons en revue les travaux récents ayant apporté les premiers éléments d'une modélisation adaptée à l'étude des marchés boursiers émergents. Tout d'abord, nous rapportons les résultats de Dumas et Solnik (1995) qui utilisent la Méthode des Moments Généralisés (MMG) qui permet aux primes de risque de varier au cours du temps. Ils supposent que les marchés boursiers sont parfaitement intégrés avec déviations de la PPA. Ensuite, ils concluent que la prime de risque de change est internationalement rémunérée pour les différents marchés financiers développés. Mais la méthode MMG ne permet pas de spécifier la dynamique des seconds moments et également la mesure de la contribution de la prime de risque de change dans la prime totale de risque.

Par ailleurs, lorsqu'on procède à une analyse multi-variée, on rencontre plusieurs problèmes d'estimation dont l'un des plus épineux provient de l'augmentation très importante du nombre de paramètres inconnus ainsi que celui des variables à estimer. Les modèles GARCH multi-variés font partie des outils de résolution de ces problèmes. En effet, plusieurs travaux ont porté sur des spécifications judicieuses permettant à la fois de réduire le nombre de paramètres à estimer et de limiter l'importance des contraintes tout en gardant une structure dynamique du modèle. Les travaux

de De Santis et Gérard (1998), Carrieri (2001), De Santis et al. (2003), Capiello et al. (2004) et Hardouvelis et al. (2006) appliquent un processus GARCH multi-varié et montrent que la prime de risque de change est statistiquement et économiquement significative pour les marchés des pays développés. En ce qui concerne les pays émergents, Tai (2004a) teste une version conditionnelle internationale du MEDAFI en appliquant un processus GARCH multi-varié. L'étude porte sur des marchés asiatiques (Hong Kong, Singapour et Malaisie). Les résultats de cette étude manquent toutefois de réalisme puisqu'ils excluent les facteurs nationaux de risque. Ils confirment que le prix du risque de change est significatif dans les pays émergents souvent marqués par des taux d'inflations très volatiles et une intégration partielle. En outre, Gérard et al. (2003) ont étudié le MEDAFI à segmentation partielle où les primes de risque sont déterminées par une combinaison de facteurs nationaux et internationaux de risque. Les résultats de cette étude montrent que le risque de change est apprécié sur une partie de l'échantillon étudié. Toutefois, la conclusion des auteurs est que leurs résultats sont faibles car le risque de change n'est pas spécifié explicitement dans le modèle comme facteur propre de risque. Phylaktis et Ravazzolo (2004) ont essayé d'améliorer les travaux antérieurs qui excluaient l'influence des facteurs nationaux en proposant un MEDAFI à deux cas extrêmes : la segmentation stricte et l'intégration parfaite. L'échantillon d'étude est représenté par la Corée, la Malaisie, Taiwan, la Thaïlande, l'Indonésie et les Philippines. Les auteurs appliquent le processus GARCH (1,1) et montrent que le risque de change est apprécié et que les résultats du modèle avec déviations de la PPA sont plus précis que les résultats avec le modèle sans risque de change. D'autre part, plusieurs travaux se sont penchés sur l'étude de la segmentation partielle comme celles d'Adler et Qi (2003) et Carrieri *et al.* (2006b), les résultats de leurs travaux soutiennent l'idée que l'intégration parfaite est un cas purement théorique et tiennent compte de la segmentation partielle des marchés.

L'objet de notre étude est de déterminer la contribution de la prime de risque de change dans la prime de risque totale pour les zones émergentes à partir des années 1990. En effet, les contributions scientifiques portant sur les zones émergentes dans le cadre du MEDAFI conditionnel sont très peu nombreuses dans la littérature. La majorité des résultats montrent que le risque de change est internationalement rémunéré.

Nous venons de présenter l'éventail des réponses académiques apportées aux méthodes d'estimations des modèles CAPM conditionnels. Il ressort que ces travaux n'ont pas été en mesure de résoudre complètement le problème d'évaluation de la prime de risque pour les pays émergents. Notre étude va désormais s'articuler de la façon suivante : nous testons tout d'abord le MEDAFI sous l'hypothèse de la segmentation partielle en intégrant les facteurs nationaux de risque (section 2). Nous appliquons alors deux processus différents : le processus GARCH-BEKK diagonal asymétrique multi-varié avec un changement structurel dans la variance et un modèle standard pour spécifier différemment la dynamique des seconds moments conditionnels. Ensuite, nous présentons la méthode choisie pour

estimer le MEDAFI (section 3). Nous exposerons par ailleurs les données et les statistiques descriptives des séries (section 4). Enfin, l'analyse des résultats empiriques et les tests de robustesse feront l'objet de la dernière partie (section 5).

## 2 – Le modèle d'évaluation des actifs financiers

Le modèle d'équilibre des actifs financiers est introduit par Sharpe (1964) et Lintner (1965). Il vient compléter la théorie du choix de portefeuille proposée par Markowitz (1952). Le MEDAF repose sur les hypothèses suivantes : les investisseurs ont une aversion pour le risque et retiennent le critère moyenne-variance pour sélectionner le portefeuille efficient ; une efficience informationnelle du marché ; il n'existe pas de coûts de transaction, les actifs sont infiniment divisibles, les ventes à découvert sont autorisées ; le marché est compétitif et il existe un nombre fini de titres linéairement indépendants. Solnik (1974b), Sercu (1980), Adler et Dumas (1983), ont étendu le MEDAF à un univers composé de plusieurs pays avec des paniers de consommation propres à chacun et des taux d'inflation aléatoires. Toutes ces études supposent que les marchés soient intégrés au niveau international et que le risque d'un actif est déterminé par sa sensibilité au risque systématique international. En suivant la même logique d'analyse, nous présentons la version conditionnelle du MEDAFI qui intègre le risque de change ainsi que le risque de marché. Le modèle prend en compte la déviation de la PPA. Ceci implique une hétérogénéité dans l'appréciation des investisseurs de la rentabilité réelle du même actif financier. La déviation de la PPA a deux importantes conséquences sur le choix de portefeuille et sur l'évaluation des actifs financiers. Premièrement, les portefeuilles optimaux varient d'un pays à un autre. Deuxièmement, le rendement attendu des actifs doit inclure à la fois la prime de marché et la prime de change. A l'instar de De Santis et Gérard [1998], sous l'hypothèse de l'intégration parfaite, nous proposons le modèle suivant :

$$E_{t-1}(R_{it}) = \lambda_{m,t-1} Cov_{t-1}(R_{it}, R_{mt}) + \sum_{k=1}^L \lambda_{k,t-1} Cov_{t-1}(R_{it}, \pi_{kt}) \forall i \quad (1)$$

Où  $R_{it}$  est l'excès de rentabilité du titre (dans le pays  $i$ ),  $R_{mt}$  l'excès de rentabilités nominales du portefeuille du marché mondial,  $\lambda_{m,t-1}$  le prix du risque du marché mondial,  $\lambda_{k,t-1}$  le prix du risque de change associé au pays  $k$ . Le terme  $Cov(R_{it}, \pi_{kt})$  mesure l'exposition de l'actif  $i$  à l'inflation locale et au risque de change associés au pays  $k$ .  $\lambda_{m,t-1}$  et  $\lambda_{k,t-1}$  sont définis comme suit :

$$\lambda_{m,t-1} = \theta_{t-1} = \frac{1}{\sum_{k=1}^L \frac{W_{k,t-1}}{W_{t-1}} \times \frac{1}{\theta_k}}; \lambda_{k,t-1} = \theta_{t-1} \left( \frac{1}{\theta_k} - 1 \right) \frac{W_{k,t-1}}{W_{t-1}}$$

Avec  $\theta_k$  est le coefficient d'aversion relative au risque du pays k.  $\theta_k$  est pondéré par la part de la richesse nationale  $W_{k,t-1}$  dans la richesse totale  $W_{t-1}$  et  $\theta_{t-1}$  est la moyenne des aversions nationales au risque pondérées par les parts relatives des richesses nationales dans la richesse totale.

$\pi_k$  représente le taux d'inflation du pays i exprimé en dollar américain considéré comme monnaie de référence<sup>2</sup>. Dans le cas des pays émergents, l'inflation exprimée en monnaie locale est très volatile. Donc, l'application de risque de change nominal peut causer des problèmes d'estimation de la prime de risque puisqu'elle n'intègre pas l'ajustement de l'inflation domestique exprimée en monnaie locale. Par ailleurs, si on suppose que l'inflation locale est aléatoire, le nombre de paramètres à estimer augmente ce qui va rendre difficile l'estimation simultanée des marchés boursiers. Pour résoudre ce problème, nous supposons que seule l'inflation du pays de référence est non-aléatoire. Le taux d'inflation du pays k exprimé en monnaie de référence est rapproché par les variations du taux de change effectif réel<sup>3</sup>.

Le cadre dans lequel est développé le CAPM international est constitué de pays, de monnaies, d'actifs et d'investisseurs. On considère un univers avec L+1 pays et monnaies, q actifs risqués et le portefeuille international. Dans le cas des pays émergents, on doit prendre en considération l'hypothèse de la segmentation partielle des marchés financiers. En s'inspirant des travaux de De Santis et Gérard (1998), le modèle (1) s'écrit de la façon suivante :

$$E(R_{i,t} - R_{f,t} / \Psi_{t-1}) = \lambda_{mt-1} Cov(R_{i,t}, R_{m,t} / \Psi_{t-1}) + \sum_{k=1}^L \lambda_{kt-1} Cov(R_{i,t}, R_{k,t} / \Psi_{t-1}) + \lambda_{ni} var(\theta_{it} / \Psi_{t-1}) \quad (2)$$

$R_{k,t}$  est la rentabilité du taux de change réel du pays k,  $\Psi_{t-1}$  est l'ensemble informationnel dont disposent les investisseurs à la fin de la période (t-1),  $\lambda_{kt-1}$  est le prix du risque de change du pays k.

Le prix du risque domestique résiduel  $\lambda_{ni}$  est le montant additionnel perçu par les investisseurs suite à leur exposition à une unité supplémentaire du risque non diversifiable d'un pays donné. Le risque

<sup>2</sup> A l'instar de Campbell (1991) et Solnik (1995), la monnaie de référence pour l'étude est le dollar américain.

<sup>3</sup> Afin d'analyser et de tester empiriquement la contribution de la prime de risque de change dans la prime de risque totale, nous aurons recours aux indices des taux de changes effectifs réels spécifique à chaque zone. Le taux de change réel est une mesure de compétitivité du pays, il permet de surmonter certaines difficultés associées à l'estimation du MEDAFI avec déviations de la PPA dans le cas des pays émergents caractérisés par des taux d'inflation très volatiles, voir notamment les travaux de Arouri (2006).

domestique résiduel est parfaitement diversifiable et son prix peut être nul. Le risque domestique résiduel qui s'écrit de la façon suivante :

$$\text{var}(\theta_{it}) = \text{var}(R_{it}) - \frac{\text{Cov}(R_{it}, R_{mt})^2}{\text{var}(R_{mt})}$$

### 3 - Spécification économétrique

#### 3.1. Présentation du modèle économétrique

Les investisseurs utilisent toutes les informations disponibles incluant les variables d'information globales. Toutefois, à l'instar du travail de Gérard, Thanyalakpark et Batten (2003), les variables d'information globales sont utilisées pour conditionner le prix du risque de marché  $\lambda_{m,t-1}$  et le prix du risque de change  $\lambda_{kt-1}$ . Sous l'hypothèse de la segmentation partielle et d'anticipations rationnelles, le modèle (2) est valide pour tous les actifs financiers et le portefeuille de marché mondial. Il s'écrit de la façon suivante :

$$\begin{aligned} E(R_{1,t} - R_{f,t} / \Psi_{t-1}) &= \lambda_{m,t-1} \text{Cov}(R_{1,t}, R_{m,t} / \Psi_{t-1}) + \sum_{K=1}^L \lambda_{k,t-1} \text{Cov}(R_{1,t}, R_{q+k,t} / \Psi_{t-1}) + \lambda_{n_t} \text{var}(\theta_{1,t} / \Psi_{t-1}) \\ &\vdots \\ E(R_{q-1,t} - R_{f,t} / \Psi_{t-1}) &= \lambda_{m,t-1} \text{Cov}(R_{q-1,t}, R_{m,t} / \Psi_{t-1}) + \sum_{K=1}^L \lambda_{k,t-1} \text{Cov}(R_{q-1,t}, R_{q+k,t} / \Psi_{t-1}) + \lambda_{n_{q-1}} \text{var}(\theta_{q-1,t} / \Psi_{t-1}) \\ &\vdots \\ E(R_{q+1,t} - R_{f,t} / \Psi_{t-1}) &= \lambda_{m,t-1} \text{Cov}(R_{q+1,t}, R_{m,t} / \Psi_{t-1}) + \sum_{K=1}^L \lambda_{k,t-1} \text{Cov}(R_{q+1,t}, R_{q+k,t} / \Psi_{t-1}) + \lambda_{n_{q+1}} \text{var}(\theta_{q+1,t} / \Psi_{t-1}) \\ &\vdots \\ E(R_{q+L,t} - R_{f,t} / \Psi_{t-1}) &= \lambda_{m,t-1} \text{Cov}(R_{q+L,t}, R_{m,t} / \Psi_{t-1}) + \sum_{K=1}^L \lambda_{k,t-1} \text{Cov}(R_{q+L,t}, R_{q+k,t} / \Psi_{t-1}) + \lambda_{n_{q+L}} \text{var}(\theta_{q+L,t} / \Psi_{t-1}) \\ E(R_{m,t} - R_{f,t} / \Psi_{t-1}) &= \lambda_{m,t-1} \text{Var}(R_{m,t} / \Psi_{t-1}) + \sum_{K=1}^L \lambda_{k,t-1} \text{Cov}(R_{m,t}, R_{q+k,t} / \Psi_{t-1}) \end{aligned} \quad (3)$$

Le système d'équations (3) doit être satisfait en chaque point du temps.

$(R_{it} - R_{f,t})$  sont les excès de rentabilités de l'actif  $i$  ( $1, 2, \dots, q, q+1, \dots, N=q+L+1$ ) exprimés en monnaie de référence. Sous l'hypothèse d'anticipation rationnelle, le système d'équation (3) s'écrit de la façon suivante :

$$r_i = \lambda_{m,t-1} h_{m,t} + \sum_{k=1}^L \lambda_{k,t-1} h_{q+k,t} + \lambda_n * D_t + \varepsilon_t; \varepsilon_t / \Psi_{t-1} \approx N(0, H_t) \quad (4)$$

$r_t$  est le vecteur d'excès de rentabilités,  $h_{mt}$  mesure la covariance conditionnelle entre les actifs risqués et le portefeuille de marché,  $h_{q+k,t}$  mesure les covariances conditionnelles entre les actifs risqués et les variations des taux de changes réels,  $\lambda_n$  est le vecteur des prix du risque domestique.  $\varepsilon_t$  représente le vecteur d'erreurs conditionnelles au vecteur des variables instrumentales et  $H_t$  est la matrice des variances-covariances conditionnelles des rendements des actifs risqués. Le risque domestique résiduel s'écrit de la façon suivante :

$$D_t = D(H_t) - (h_{mt} * h_{mt}) / h_{mmt}$$

Avec  $D_t$  sont les vecteurs ( $m \times 1$ ) de risque domestique,  $\lambda_{nit}$  est le vecteur des prix du risque domestique,  $h_{mt}$  est la *mième* colonne de  $H_t$ ,  $h_{mmt}$  est la variance du portefeuille de marché mondial et  $D(H_t)$  est la diagonale de la matrice  $H_t$ .

La relation (4) implique l'estimation simultanée des covariances conditionnelles du marché de la zone *i* avec le marché mondial et chacun des portefeuilles restants avec le marché *i*. Il est donc nécessaire de spécifier la matrice des variances-covariances. Pour ce faire, on fait appel à la spécification hétéroscédastique conditionnelle autorégressive (ARCH) qui a été initiée par Engle (1982) pour caractériser la dynamique des seconds moments conditionnels que l'on retrouve dans la plupart des séries financières. Elle a été par la suite généralisée par Bollerslev (1986) avec ce qu'on a appelé le modèle hétéroscédastique conditionnelle autorégressive généralisée (GARCH). Dans la plupart des modèles GARCH multi-variés, le nombre de paramètres à estimer augmente très rapidement lorsque le nombre d'actifs augmente, rendant ces modèles plus difficiles à estimer. De plus, le choix du modèle doit garantir une matrice variances-covariances définie positive, et permettre de saisir la transmission en variance et en covariance. Cependant, les modèles existant dans la littérature n'intègrent pas les effets de la transmission en variance sur la corrélation conditionnelle. De plus, ces modèles donnent une structure linéaire à la dynamique des corrélations tout en imposant une dynamique similaire à des équations de la corrélation conditionnelle. Nous utiliserons alors une modélisation BEKK (Engle et Kroner (1995)), avec des modifications capturant la transmission en variance et le changement structurel dans la variance. Ces modifications ont été faites dans le moment d'ordre deux, où il subit un mouvement supplémentaire. Edwards (1998) utilise le même processus pour observer l'effet d'une hausse des taux d'intérêts au Mexique sur le marché argentin et chilien. De même, Park et Song (2000) appliquent une modélisation GARCH pour étudier la transmission de la volatilité entre les marchés asiatiques. Le modèle de base est celui de Brendt, Engle, Kraft et Kroner (BEKK) (1990), ils proposent une approche qui garantit la positivité de la matrice des variances-covariances conditionnelles.

Voici la paramétrisation de  $H_t$  :

$$H_t = C^*{}'C^* + \sum_{i=1}^k A_i^*{}'\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'A_i^* + \sum_{i=1}^k G_k^*{}'H_{t-1}G_k^* \quad (5)$$

$C^*$ ,  $A_k^*$  et  $G_k^*$  sont les matrices de dimensions (N\*N) et C est une matrice triangulaire supérieure et  $C'C = \Omega$ . On observe que le premier et le deuxième terme sont positifs et donc pour que  $H_t$  soit positif, il faut que  $H_{t-1}$  soit positif. En effet, Bollerslev *et al.* (1991), De Santis et Gérard (1997, 1998) et De Santis *et al.* (2003) imposent la condition de diagonalité des matrices A et B. Cela implique que les variances dans  $H_t$  ne dépendent que du carré des résidus passés et d'un terme autorégressif, alors que les covariances ne dépendent que du produit croisé des résidus passés et d'un terme autorégressif. En imposant la condition de diagonalité aux matrices A, B, S et Z et pour réduire le nombre de paramètres à estimer, BEKK proposent l'extension du modèle qui s'écrit de la façon suivante :

$$H_t = C'C + aa^*\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}' + bb^*H_{t-1} \quad (6)$$

Avec a, b sont des vecteurs de taille (N ×1). En s'inspirant des travaux de Dungey et al. (2004) et de Bekaert et al. (2005), on rajoute une composante qui permet de capter un mouvement supplémentaire dans le moment d'ordre 2. La matrice  $H_t$  s'écrit :

$$H_t = C'C + \sum_{i=1}^k a_i a_i^* \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + gg^* H_{t-1} + bb^* \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' F_{t-1} F_{t-1}' + ss' \varepsilon_t \varepsilon_t' \quad (7)$$

a, g, b, et s sont les vecteurs de dimensions (N×1).  $F_{t-1}$  est un vecteur de dimension N formé de variable indicatrice tel que  $D_{it} = 1$  lorsque  $\varepsilon_t < 0$  et  $D_{it} = 0$  sinon. Le vecteur  $bb'$  intègre les changements structurels dans la variance.

Par ailleurs, dans le modèle (4), les poids accordés à la covariance et à la variance varient dans le temps. De plus, le modèle permet aux prix du risque de change et du marché domestique de varier aussi dans le temps. Le modèle est bien conditionnel, puisque les rendements attendus, les covariances, les variances dépendent tous de variables d'information. Cependant, les investisseurs sont supposés adverses au risque, donc le prix du risque de marché est positif quelque soit le temps t.

Dans les travaux de De Santis et Gérard (1997,1998), Bekaert et Harvey (1997), De Santis *et al.* (2003) et Gérard *et al.* (2003), le modèle d'estimation du prix du risque du marché mondial est le suivant :

$$\lambda_{mt-1} = \text{Exp}(\delta_m' X_{t-1}) \quad (8)$$

$X_{t-1} \subset \Omega_{t-1}$ ,  $\delta_m'$  et  $X_{t-1}$  sont respectivement, les pondérations associées aux variables et l'ensemble de variables d'information globales observables disponibles en (t-1). Concernant les prix des risques de change, ils sont supposés varier linéairement en fonction des variables d'information<sup>4</sup>, le prix du risque de change peut théoriquement prendre aussi bien des valeurs positives que des valeurs négatives :

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

Avec  $k = \text{AL, S, MO, PC}$  et  $\delta_c$  représente les pondérations associées aux variables d'information<sup>5</sup>.

### 3.2- Estimation du modèle

En supposant que le vecteur des erreurs suit une loi normale multi-variée conditionnelle, la fonction de densité jointe est le produit de toutes les densités conditionnelles normales. En outre, la fonction de vraisemblance de la distribution jointe est la somme des log-vraisemblances de ces distributions. Soit  $f_t$  la distribution conditionnelle jointe et  $L_T$  sa fonction de log-vraisemblance :

$$\ln L_T = -\frac{1}{2} (N \ln(2\pi) + \ln(\text{Det}(H_t(\Omega))) - \varepsilon_t' H_t^{-1}(\Omega) \varepsilon_t) \quad (10)$$

$\Omega$  est le vecteur des paramètres inconnus et  $T$  le nombre d'observations.  $\varepsilon_t$  est le vecteur des innovations normalement distribuées de Bollerslev et Wooldrige (1992). Dans le cas de notre étude, où on traite des données boursières, l'hypothèse de normalité est souvent rejetée, d'où l'utilisation de l'estimateur de quasi-maximum de vraisemblance pour estimer simultanément les équations (4), (7), (8) et (9). Cette méthode nous permet de récupérer pour chaque zone la variance conditionnelle et les covariances conditionnelles du risque mondial et des risques de change ainsi que les prix des risques globaux. L'estimateur de quasi-maximum de vraisemblance est valide et asymptotiquement normal. L'optimisation est obtenue par l'algorithme *BHHH* (Berndt *et al.* 1974) adapté aux maximisations non linéaires (Engle et Kroner, 1995).

<sup>4</sup> Voir notamment Hardouvelis, Malliaopulos et Priestley (2006)

<sup>5</sup> D'après les travaux de De Santis et Gérard (1998), Carrieri (2001) et De Santis *et al.* (2003), Le vecteur d'information du marché de change est supposé le même que celui du marché mondial

## 4 - Analyse préliminaire

Nous suivons une logique de classifications des places boursières par classements géographiques. Tout d'abord la zone Asie représentée par les pays suivants : La Malaisie, Singapour, le Sri Lanka et la Thaïlande. Ensuite la zone PECO est constituée par la Grèce, la Pologne, la Roumanie et la République Tchèque. La zone Amérique Latine comporte l'Argentine, le Brésil, le Chili et le Mexique. Enfin l'Égypte, la Jordanie, Israël et la Turquie constituent la zone Moyen-Orient. Le choix des pays est fixé en fonction de leur taille et de leur capitalisation boursière.

### Les rentabilités boursières

La rentabilité boursière ( $RENTA_i$ ) de chaque zone  $i$  est calculée à l'aide d'une moyenne des rentabilités pondérées par les capitalisations boursières de chaque pays formant la zone. Les rentabilités boursières sont calculées avec réinvestissement des dividendes en excès du taux des eurodollars à 1 mois. Les données sont extraites de *Thomson Datastream*

### Le prix du risque du marché mondial

En s'inspirant des travaux de Hardouvelis, Malliaopoulos et Priestley (2006), on retient les facteurs suivants : les rendements en dividende (*Dividend Price Ratio*) du portefeuille mondial en excès du taux des eurodollars à 30 jours (ERDIVM), la variation mensuelle de spread de taux (VPRM), la variation mensuelle de l'indice boursier américain, le SP500<sup>6</sup> (VRSP) et la variation mensuelle du rendement d'un certificat américain de trésorerie à 1 mois (VRTUS). Les données sont mensuelles et sont extraites de *Datastream et MSCI*.

Le spread de taux est la différence entre un taux long (un bon de trésor américain à 10 ans) et un taux d'intérêt court (un certificat de trésorerie américain à 3 mois). Toutes ces variables d'information sont obtenues à partir de deux sources principales. D'une part, la banque d'investissement Morgan Stanley au travers des indices *MSCI (Morgan Stanley Capital International)* et, d'autre part, la base de données *International Financial Statistics (IFS)* du FMI. Elles sont utilisées avec un retard par rapport aux excès de rentabilités.

---

<sup>6</sup> Hardouvelis, Malliaopoulos et Priestley (2006) considèrent la prime de défaut comme l'écart de rendements entre une obligation notée Baa par l'agence Moody's et une obligation notée Aaa comme variable d'information globale. Les praticiens définissent la prime de défaut comme étant l'écart entre le rendement à l'échéance et le rendement espéré d'une obligation, ces données étant difficiles à obtenir, on prend alors le SP500 comme variable représentative de la prime de défaut. Voir notamment le document de travail de Boubakri (2009). Dans une étude similaire il prend en considération le SP500 comme variable approximative de la prime de défaut.

## Les indices de taux de change

L'indice de taux de change réel<sup>7</sup> noté (TCR) de la zone correspond à une moyenne des taux de change pondérés par les PIB mensualisés de chaque pays. Ces indices ont une périodicité mensuelle allant de mars 1996 à fin décembre 2008. Les taux de change réels sont extraits des bases de données suivantes : *International Financial Statistics of the International Monetary Fund and Financial Statistics of the Federal Reserve Board*. On utilise les mêmes variables d'information du marché mondial<sup>8</sup>.

### 4.1 - Analyses de séries des indices boursiers et des indices de taux de change

Le tableau 1 illustre les statistiques descriptives des rentabilités moyennes des différents marchés. Les excès de rentabilités annuelles varient de -4.39% pour la zone Asie à 45.46% pour la zone Moyen Orient. Par ailleurs, les écarts types des excès de rentabilités varient entre 2.43 % et 12.76%. Les coefficients de Kurtosis sont supérieurs à 3 pour la plupart des pays. L'excès de Kurtosis témoigne d'une forte probabilité d'occurrence de points extrêmes.

Le coefficient de Skewness est différent de zéro pour la quasi-totalité des marchés boursiers ce qui indique la présence d'asymétrie, qui peut être un indicateur de non-linéarité et justifiant ainsi l'application du processus de quasi-maximum de vraisemblance. Cette asymétrie se traduit par le fait que la volatilité est plus faible après une hausse qu'après une baisse de rentabilités. La positivité du coefficient de skewness indique en effet que la distribution est étalée vers la droite : les rentabilités boursières réagissent davantage à un choc positif qu'à un choc négatif.

En outre, le test de Jaque-Bera illustre la non-normalité des séries boursières pour la quasi-totalité des zones. Ces résultats nous confortent dans l'estimation d'un modèle non linéaire<sup>9</sup>. Concernant les indices des taux de change réels, les rentabilités moyennes varient de 7.89% pour la zone Asie à 20.24% pour la zone Moyen orient. L'hypothèse de normalité est rejetée pour les quatre indices.

Le Tableau 2 reporte les corrélations non-conditionnelles des séries des rentabilités et des séries des taux de change. La corrélation la plus élevée des séries des rentabilités est celle entre la zone Amérique latine et le marché mondial (73%). Cela peut s'expliquer par la part relativement importante du marché de la zone Amérique Latine dans le marché mondial. La Zone PECO possède la corrélation non-conditionnelle la plus faible avec le marché mondial (7%). La corrélation des séries de

---

<sup>7</sup> Les premières études ayant estimé l'impact régional d'une variation du taux de change réel sont celles de Branson et Love (1987) et Cox et Hill (1988) qui ont analysé respectivement les périodes d'appréciation et de dépréciation du dollar américain lors des années 1980.

<sup>8</sup> Hardouvelis, Malliaopulos et Priestley (2006) et Arouri (2006) utilisent la même méthodologie.

<sup>9</sup> Cette analyse est basée sur l'exemple cité dans « Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières » de Valérie MIGNON et Sandrine LARDIC.

rentabilités de la zone PECO et du marché mondial est de (41%). La corrélation la plus faible est de (21%) entre la zone PECO et la zone Asie. Pour les indices des taux de change, La corrélation entre l'indice de taux de change de la zone Asie et de la zone PECO est faible et négative (-6%). La corrélation entre les séries de change de la zone d'Amérique Latine et Moyen orient est la plus importante (20%).

Le tableau 3 présente les auto-corrélations et les auto- corrélations partielles des séries de rentabilités boursières et des taux de change. Nous remarquons que seules les auto-corrélations d'ordre 1 sont significatives, ce qui pourrait aller en faveur d'une modélisation ARCH d'ordre 1.

D'après le tableau 4, les corrélations entre les variables globales d'information sont relativement faibles, ce qui montre une limitation de la liaison entre différentes variables d'informations.

## 5 - Résultats empiriques

### 5.1- Estimation des prix des risques

Cette section est composée de deux parties. Tout d'abord, les prix du risque du marché mondial, ceux du marché local et les prix des risques de change sont estimés avec les deux types de modélisation (6) et (7). Les résultats d'estimations seront analysés séparément. Ensuite, on estime le modèle sous l'hypothèse de la segmentation partielle. Les tableaux 1,2 et 3 présentent les résultats de l'estimation simultanée des marchés boursiers et du marché mondial par la méthode de quasi-maximum de vraisemblance.

#### 5.1.1-Estimation des prix des risques de change

Il faut noter, que le modèle validé est celui avec le changement structurel dans la variance (voir annexes, tableau 5), le critère de sélection du modèle est celui d'*Akaike Information Criterion*, Akaike (1973). Le prix du risque des différentes zones est déterminé essentiellement par les rendements en dividende (*Dividend Price Ratio*) du portefeuille mondial en excès du taux des eurodollars à 30 jours (ERDIVM), la variation mensuelle de l'indice boursier américain, le SP500<sup>10</sup> (VRSP) et la variation mensuelle du rendement d'un certificat américain de trésorerie à 1 mois (VRTUS). Pour voir plus en détail l'évolution des prix du risque des taux de change, on analyse leurs tendances. Tout d'abord, on

---

<sup>10</sup> Hardouvelis, Malliaopulos et Priestley (2006) considère la prime de défaut comme l'écart de rendements entre une obligation notée Baa par l'agence Moody's et une obligation notée Aaa comme variable d'information globale. Les praticiens définissent la prime de défaut comme étant l'écart entre le rendement à l'échéance et le rendement espéré d'une obligation, ces données sont difficiles à trouver, on prend alors le SP500 comme variable représentative de la prime de défaut. Dans une étude similaire Boubakri (2009) prend le SP500 comme une variable approximative de la prime de défaut.

utilise le test robuste de Wald qui consiste à vérifier la nullité des coefficients des autres variables d'information<sup>11</sup>.

**Tableau 1** - Estimation du modèle pour le marché de taux de change par la méthode du quasi-maximum de vraisemblance.

PRC	ERDIVM	VPRM	VRSP	VRTUS
<i>Estimation du modèle sans changement structurel dans la variance</i>				
A. Latine	3.174	-0.027	29.092	8.539
<i>Ecart-type</i>	1.937	0.050	2.346*	0.903*
Asie	0.702	0.195	10.305	3.868
<i>Ecart-type</i>	0.610	0.016*	0.739*	0.284*
PECO	1.716	-0.117	22.275	-0.528
<i>Ecart-type</i>	1.047	0.059**	1.268*	0.488
Orient	2.67	-0.60	17.453	3.105
<i>Ecart-type</i>	1.566***	0.040*	1.788*	1.150**
<i>Estimation du modèle avec changement structurel dans la variance</i>				
A. Latine	4.544	-0.007	29.092	8.845
<i>Ecart-type</i>	1.809**	0.064	2.212*	1.032*
Asie	1.082	0.363	10.383	3.854
<i>Ecart-type</i>	0.586**	0.020*	0.730*	0.285*
PECO	1.828	-0.193	22.382	-0.54
<i>Ecart-type</i>	1.017***	0.033*	1.257*	0.322
Orient	3.050	-0.137	18.172	3.342
<i>Ecart-type</i>	1.050*	0.0170*	1.788*	0.837*

\*significatif à 1%, \*\*significatif à 5%. \*\*\*significatif à 10%

Le test robuste de Wald rejette clairement les hypothèses selon lesquelles les prix des risques de change sont individuellement nuls. De plus, les hypothèses de constance des prix des risques de change sont rejetées pour les différentes zones. Pour valider ces résultats, nous testons l'hypothèse selon laquelle les prix des risques de change sont conjointement constants et celle selon laquelle les prix des risques de change sont égaux à zéro. Ces deux hypothèses de base sont rejetées. Les résultats sont en accord avec les travaux de Arouri (2006a) qui teste le MEDAFI incluant, en plus du risque du marché mondial, des risques des taux de changes des pays développés et des pays en voie de développement caractérisés par des taux d'inflations très volatiles. Il obtient les mêmes résultats. De même, Carrieri et al. (2006b) confirment ces résultats à partir de l'estimation d'une version conditionnelle de MEDAFI qui prend en considération aussi les variations des taux de change.

#### -Test de spécification des prix du risque de change

<i>Hypothèse nulle</i>	$\chi^2$	df	p-value
Le prix du risque de change de la zone Amérique Latine est-il égal à zéro ? $H_0 : \lambda_i = 0$	226.138	5	0.000
Le prix du risque de change de la zone Amérique Latine est-il constant ? $H_0 : \lambda_i = 1$	459.321	4	0.000
Le prix du risque de change de la zone Asie est-il égal à zéro ? $H_0 : \lambda_i = 0$	405.32	5	0.000
Le prix du risque de change de la zone Asie est-il constant ? $H_0 : \lambda_i = 1$	1068.065	4	0.000

<sup>11</sup> Santis et al. (2003) testent l'hypothèse d'aversion au risque constant dans le cas des opportunités d'investissement et de consommation constantes.

<i>Le prix du risque de change de la zone PECO est-il égal à zéro ? <math>H_0 : \lambda_i = 0</math></i>	425.539	5	0.000
<i>Le prix du risque de change de la zone PECO est-il constant ? <math>H_0 : \lambda_i = 1</math></i>	226.138	4	0.000
<i>Le prix du risque de change de la zone Moyen Orient est-il égal à zéro ? <math>H_0 : \lambda_i = 0</math></i>	449.53	5	0.000
<i>Le prix du risque de change de la zone Moyen Orient est-il constant ? <math>H_0 : \lambda_i = 1</math></i>	141.610	4	0.000
<i>Le s prix du risque de change sont-ils conjointement nuls ? <math>H_0 : \lambda_i = 1</math></i>	116.692	20	0.000
<i>Le s prix du risque de change sont-ils conjointement constants? <math>H_0 : \lambda_i = 1</math></i>	86.683	18	0.000

Les graphiques (2.1 à 2.4) montrent l'évolution des prix du risque des taux de change au cours du temps. Cependant, la très grande volatilité des prix du risque de change rend difficile l'analyse des tendances. Pour pouvoir analyser les graphiques, on utilise le filtre de Hodrick-Prescott<sup>12</sup> qui permet de dégager les trends des séries données. La série filtrée du marché Amérique Latine atteint ses valeurs les plus basses dans les années 1998 et 1999 et ses valeurs les plus élevées dans les années 2002 et 2003. Ces valeurs se réduisent dans les années 2004, puis augmentent à nouveau dans la fin des années 2003. Enfin, le prix du risque est moins volatile à partir des années 2004, traduisant ainsi la stabilité des marchés financiers internationaux dans les dernières années.

Le prix du risque du marché Asiatique enregistre une baisse pendant la première période 1996-2000, ensuite, on observe une expansion progressive à partir de 2002, puis se stabilise à partir des années 2003-2004.

Pour la zone PECO et Moyen Orient, les mouvements des prix du risque de change sont presque identiques ; les marchés réagissent de manière similaire à partir de 2001, et ils enregistrent une légère baisse à partir de l'année 2004.

### 5.1.2- Estimation des prix du risque de marché mondial

Le tableau 3 illustre les résultats d'estimation. Les rendements en dividende du portefeuille mondial en excès du taux des eurodollars à 30 jours, la variation mensuelle de l'indice boursier américain, le SP500 (VRSP) et la variation mensuelle de spread de taux expliquent à 1% la variation du prix du risque mondial.

<sup>12</sup> Le filtre de Hodrick-Prescott est un filtre fréquemment utilisé dans l'étude des séries chronologiques d'origine économique et financière, la simplicité de sa définition ainsi que celle de son utilisation contribuent à sa réussite. En plus, ce filtre est optimal, au sens de l'espérance des erreurs au carré pour une large classe de séries financière.

**Tableau 3 - Estimation du modèle pour le marché mondial**

PRM	ERDIVM	VPRM	VRSP	VRTUS
<i>Estimation du modèle sans changement structurel dans la variance</i>				
Monde	19.122	-0.153	9.600	0.451
Ecart-type	3.118*	0.036*	1.728*	1.079
<i>Estimation du modèle avec changement structurel dans la variance</i>				
Monde	18.659	-0.136	9.868	1.462
Ecart-type	3.226*	0.034*	2.298*	1.352

\*significatif à 1%.

Par la suite, Le test de Wald présenté ci-dessous présente quelques tests d'hypothèses liées à la dynamique du prix du risque mondial. L'hypothèse selon laquelle le prix du risque mondial est constant est rejetée. Ce dernier varie au cours du temps en fonction des variables instrumentales qui traduisent les évolutions du marché financier international. Le graphique (2.5) illustre bien cette variation, le prix du risque du marché mondial est en moyenne positif et présente une volatilité plus importante en fin de période à partir des années 2002.

-Test de spécification du prix du risque de marché mondial

Hypothèse nulle	$\chi^2$	df	p-value
Le prix mondial de risque est-il nul ? $H_0 : \lambda_i = 0$	220.839	5	0.000
Le prix mondial de risque est-il constant ? $H_0 : \lambda_i = 1$	337.270	4	0.000

### 5.1.3 - Estimation des prix du risque domestique

Les prix des risques domestiques résiduels de la zone latine et PECO ne sont pas significatifs aux seuils de 5%. Toutefois, le prix du risque domestique de la zone Asiatique est significatif à 1% et celui de la zone Moyen Orient est significatif à 5%. Ce résultat est en faveur d'une légère segmentation partielle caractérisant ces marchés.

**Tableau 5 - Estimation du modèle pour le marché domestique**

VRTUS	A. Latine	Asie	PECO	M. Orient
<i>Estimation du modèle sans changement structurel dans la variance</i>				
PRC_domestique	-0.071	1.050	4.735	-5.149
Ecart-type	0.004*	1.502	1.045*	7.629
<i>Estimation du modèle avec changement structurel dans la variance</i>				
PRC_domestique	2.050	-0.982	1.329	7.625
Ecart-type	1.539	0.313*	1.020	3.010**

\*significatif à 1%, \*\*significatif à 5%. \*\*\*significatif à 10%

Le test robuste de Wald ne permet pas de rejeter l'hypothèse de base selon laquelle le prix du risque domestique est nul pour la zone Amérique Latine et PECO. Ces résultats suggèrent, du moins pour les deux marchés que le risque domestique n'est pas un facteur de risque internationalement rémunéré.

L'hypothèse de base, selon laquelle le prix du risque domestique est nul, est rejetée pour les marchés Asie et Moyen Orient, ce qui montre que le risque domestique de ces deux marchés est un facteur de risque internationalement rémunéré. Une partie de ces résultats est en conformité avec les travaux d'Arouri (2006a) qui a étudié deux pays développés (la France et les Etats-Unis), deux pays émergents (Singapour et l'Afrique du Sud) et l'indice du marché mondial. Il conclut que les prix des risques domestiques résiduels ne sont pas individuellement significatifs pour les pays développés et remarque une légère segmentation partielle du marché sud africain.

-Test de spécification du prix du risque domestique

<i>Hypothèse nulle</i>	$\chi^2$	<i>df</i>	<i>p-value</i>
Le prix du risque domestique de la zone Amérique Latine est-il égal à zéro ? $H_0 : \lambda_i = 0$	0.002	1	0.998
Le prix du risque domestique de la zone Asie est-il égal à zéro ? $H_0 : \lambda_i = 0$	226.138	1	0.000
Le prix du risque domestique de la zone PECO est-il égal à zéro ? $H_0 : \lambda_i = 0$	3.94	1	0.138
Le prix du risque domestique de la zone Moyen Orient est-il égal à zéro ? $H_0 : \lambda_i = 0$	809.811	1	0.000

Le tableau 4 (voir annexes) nous permet de conclure que l'hypothèse de normalité est rejetée pour le marché mondial et les quatre zones étudiées. Le test de Ljung Box d'ordre (36) indique l'absence d'autocorrélation pour le marché mondial. En outre, pour les autres marchés, on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation.

## 5.2-Analyse de la dynamique des primes de risque

Après avoir estimé les prix des risques et les seconds moments conditionnels, on procédera à l'analyse de la dynamique des primes associées aux différents facteurs de risque. Sous l'hypothèse de la segmentation partielle, la prime de risque totale est formée par des facteurs internationaux (la prime de risque du marché mondial, les risques des taux de change) et des facteurs nationaux (risque du marché domestique).

L'objet de cette section est d'analyser la formation de la prime totale de risque. La figure 2 présente l'évolution des primes de risque estimées pour les quatre zones et le marché mondial. La prime totale de risque se décompose en prime de risque de marché mondial (PRW), la prime totale de risque de change (PRCT), et la prime du risque domestique (PRMD). Le modèle d'estimation est le suivant :

$$PRT_{it} = PRW_{it} + PRCT_{it} + PRMD_{it} \quad (11)$$

Le modèle (11) est estimé simultanément pour les quatre marchés boursiers par la méthode de quasi-maximum de vraisemblance. Les résultats d'estimation sont résumés dans le tableau 7 qui contient des moyennes annualisées en pourcentage des primes de risque, calculées à partir des résultats de l'estimation du modèle reportés dans le tableau 1, 3 et 5.

La période 1996-2003 est caractérisée par des primes de risques totales élevées qui montrent l'instabilité des marchés financiers. Le niveau le plus élevé est celui de la prime de risque de la zone Moyen Orient qui atteint une valeur de 12,72%. Le marché asiatique détient le niveau le plus faible de 6,62%. Les zones Amérique Latine et PECO détiennent des primes de 12,11% et de 9,14%. A l'exception du marché mondial, les primes totales de risque sont déterminées essentiellement par l'exposition aux fluctuations des taux de change. En effet, les primes de risque de change observées sur cette période sont de 9,9%, 7,69%, 8,45% et 13,74% respectivement pour les zones Amérique Latine, Asie, PECO et Moyen Orient. En outre, seules les primes du risque domestique de la zone PECO et Moyen Orient sont significatives traduisant la segmentation de ces marchés boursiers. La prime du risque domestique du marché PECO (1,79%) contribue plus significativement que la prime de risque du marché mondial (-1,099%) dans la formation de la prime de risque totale. Par ailleurs, la prime de risque mondial (0,29%) explique mieux l'évolution de la prime totale dans la zone de Moyen Orient.

Concernant la période 2003-2008, excepté le marché mondial, les primes totales de risque deviennent moins importantes à cause de la baisse des primes de risque du marché mondial qui passe à -4,03%, 3,59%, -6,27%, -2,63% respectivement pour les marchés d'Amérique Latine, Asie, PECO et Moyen Orient. A l'exception du marché asiatique, l'augmentation du rôle négatif des primes du marché mondial est suivie d'une baisse des primes de risque de change. Ces dernières ont enregistré les variations suivantes : de 9,9% à -4,14% pour le marché d'Amérique Latine, de 7,69% à -3,07% pour le marché asiatique, de 8,45% à -2,26% pour le marché PECO et de 13,74% à -1,43%. Cependant, les primes du risque domestique deviennent plus significatives, elles varient de 3,84%, 2,56%, 2,53% et 1,86% respectivement pour les zones d'Amérique Latine, Asie, PECO et Moyen Orient. Cette période est caractérisée par une segmentation plus importante des marchés boursiers. Les marchés d'Amérique Latine et d'Asie deviennent segmentés dans cette phase. Les primes du risque domestique des marchés PECO et Moyen Orient sont plus significatives. On peut conclure que cette période est caractérisée par une légère segmentation des marchés boursiers étudiés.

Sur toute la période d'étude 1996-2008, les primes totales de risque des différentes zones varient de 3,52% pour la zone PECO à 5,85% pour la zone Amérique Latine. La prime de risque de change est la composante principale de la prime de risque totale. La zone Amérique Latine est caractérisée par une prime du risque domestique (1,49%) plus importante que la prime de marché mondial (1,47%), ce qui

montre la segmentation du marché Latin. Pour la zone Asie et Amérique Latine, les primes du risque domestique ne sont pas significatives, ce qui nous permet de rejeter l'hypothèse de segmentation partielle pour ces deux marchés. Pour la zone PECO et Moyen Orient, les primes de risque de change contribuent pour plus de 50% de la prime totale de risque. Les primes du risque domestique sont significatives et contribuent légèrement dans l'explication de la prime totale de risque. Le marché mondial présente toujours une prime de risque de marché plus importante.

Nos résultats montrent que la prime totale de risque se révèle particulièrement instable sur les trois périodes, le niveau de la prime de risque atteint des valeurs plus élevées entre 1996-2008. Cette période a été influencée par la crise économique du Mexique de 1994-1995, qui a frappé durement l'économie mexicaine, débutée par une brusque dévaluation du peso mexicain. La crise s'est propagée à l'économie réelle du pays et a eu des répercussions dans les autres marchés, en particulier en Amérique du Sud. De plus, la prime de risque de change constitue la composante la plus significative de la prime totale. Nos résultats sont accord avec les travaux d'Arouri (2006a) qui montrent que la prime de risque de change contribue très significativement dans la formation de la prime totale des pays émergents.

*Tableau 7- Evolution des primes totales de risque*

PRIME	1996-2008				1996-2003				2003-2008			
	PRT	PRMC	PRW	PRMD	PRT	PRMC	PRW	PRMD	PRT	PRMC	PRW	PRMD
<i>A</i> <i>.Latine</i>	5.855 (1.79)*	3.888 (0.294)*	1.472 (0.68)*	0.49 (0.35)	12.11 (1.946)*	9.9 (0.272)*	2.13 (0.73)*	0.08 (0.296)	-4.338 (1.42)*	-4.14 (0.55)*	-4.03 (0.333) *	3.84 (0.07)*
<i>Asie</i>	3.008 (1.67)* **	2.41 (0.23)*	1.479 (0.316)*	0.0505 (0.316)	6.623 (1.82)*	7.69 (0.28)*	-1.58 (0.53)*	0.513 (0.374)	-4.094 (1.29)*	-3.07 (0.036)*	3.59 (0.075) *	2.565 (0.038)*
<i>PECO</i>	4.845 (1.73)* *	3.196 (0.37)*	0.49 (0.305)	1.16 (0.506)*	9.143 (1.872)*	8.45 (0.42)*	-1.099 (0.584)*	1.792 (0.348)*	-5.994 (1.391)*	-2.26 (0.292)*	-6.27 (0.31)*	2.536 (0.058)*
<i>M.</i> <i>Orient</i>	6.406 (2.119) *	6.14 (0.939)*	1.28 (0.53)*	-1.02 (0.72)*	12.72 (2.399)*	13.74 (1.14)*	0.29 (0.81)	-1.31 (0.63)*	-2.196 (1.350)** *	-1.43 (0.45)*	-2.633 (0.338) *	1.86 (0.116)*
<i>Monde</i>	4.47 (1.49)*	-0.7 (0.296)**	5.17 (1.45)*	-	5.386 (1.82)*	-0.98 (0.332)	6.366 (1.77)*	-	5.5967 (0.26)*	-1.04 (0.207)*	6.63 (0.114) *	-

\*significatif à 1%, \*\*significatif à 5% \*\*, \*\*\*significatif à 10%. Les valeurs entre parenthèses représentent les écarts-type

### 5.3 - Tests de robustesse

Nous testons les résultats obtenus par rapport à la contrainte de non négativité du prix du risque mondial. Nous autorisons au prix du risque de marché de prendre des valeurs négatives. Le prix du risque mondial s'écrit alors de la façon suivante :  $\lambda_{mt-1} = \delta_m' X_{t-1}$

Nous procédons de la même méthode d'estimation avec un prix du risque mondial positif. Les figures (2.5) et (2.6) retracent la dynamique des prix du risque de marché mondial estimés avec et sans la contrainte de négativité. Pendant la période (1996-2008), le prix du risque mondial est négatif. Arouri (2006a) a aussi obtenu une prime négative sur la période de (1973-2003).

L'objet de cette section est de savoir si le risque de change est rémunéré de la même proportion qu'avec la contrainte de non négativité du prix du risque mondial. Le test de Wald montre que le risque de change est significativement différent de zéro. L'hypothèse selon laquelle le prix du risque de change est constant est rejetée pour les quatre zones. Ces résultats sont similaires à ceux trouvés avec la contrainte de non-négativité et montrent que le risque de change est significativement rémunéré pour les marchés étudiés.

Les résultats du test de Wald résumés ci-dessous, montrent que la nullité du prix du risque de change est rejetée à 5% pour les quatre marchés. L'hypothèse selon laquelle le prix du risque de change est constant est aussi rejetée à 5% pour les différentes zones. L'introduction de la nouvelle contrainte de non positivité du prix du risque du marché mondial dans le modèle, n'a quasiment pas changé les résultats précédemment trouvés.

#### -Test de spécification

<i>Hypothèse nulle</i>	$\chi^2$	<i>df</i>	<i>p-value</i>
Le prix du risque de change de la zone Amérique Latine est-il égal à zéro ? $H_0 : \lambda_i = 0$	377.594	4	0.000
Le prix du risque de change de la zone Amérique Latine est-il constant ? $H_0 : \lambda_i = 1$	1504.821	4	0.000
Le prix du risque de change de la zone Asie est-il égal à zéro ? $H_0 : \lambda_i = 0$	1487.63	4	0.000
Le prix du risque de change de la zone Asie est-il constant ? $H_0 : \lambda_i = 1$	6929.913	4	0.000
Le prix du risque de change de la zone PECO est-il égal à zéro ? $H_0 : \lambda_i = 0$	990.659	4	0.000
Le prix du risque de change de la zone PECO est-il constant ? $H_0 : \lambda_i = 1$	3611.345	4	0.000
Le prix du risque de change de la zone Moyen Orient est-il égal à zéro ? $H_0 : \lambda_i = 0$	215.29	4	0.000
Le prix du risque de change de la zone Moyen Orient est-il constant ? $H_0 : \lambda_i = 1$	1980.605	4	0.000
Le prix mondial de risque est-il nul ? $H_0 : \lambda_i = 0$	193.524	4	0.000
Le prix mondial de risque est-il constant ? $H_0 : \lambda_i = 1$	347.270	4	0.000

## 6 - Conclusion

La version conditionnelle du MEDAFI nous a permis d'évaluer les primes de risque de change dans un contexte international. Elle constitue une bonne alternative au modèle non conditionnel de base, car d'une part, elle prend en considération le phénomène de segmentation partielle des marchés boursiers et d'autres parts, elle permet aux prix des risques de varier en fonction de certaines variables instrumentales locales et globales.

En s'inspirant des travaux de De Santis et Gérard (1997), le MEDAFI a été estimé sur la période 1996-2008 conjointement pour quatre zones émergentes, la zone Asie (représentée par La Malaisie, Singapour, le Sri Lanka et la Thaïlande), la zone PECO (constituée par la Grèce, la Pologne, la Roumanie et la République Tchèque), la zone Amérique Latine (formée par l'Argentine, le Brésil, le Chili et le Mexique), la zone de Moyen-Orient (représentée par l'Égypte, la Jordanie, Israël et la Turquie) et le marché mondial. Sous l'hypothèse de la segmentation partielle, l'estimation du MEDAFI, avec déviations de la PPA, a montré que les prix des risques de change sont significatifs et variables dans le temps pour toutes les zones. L'estimation de la prime de risque totale a montré que la contribution des primes de change est économiquement et statistiquement significative pour tous les marchés boursiers étudiés. Les primes de change varient considérablement dans le temps d'un marché à l'autre. Par ailleurs, la contribution des primes de change à la formation de la prime totale de risque est plus importante pour la période d'étude (1996-2003). Elle se révèle moins prononcée sur les deux autres périodes. De plus, la période (2003-2008) a enregistré une baisse considérable des primes de risque. Durant cette période, les primes de risque de change asiatique et mondiale s'expliquent essentiellement par la variation de la prime de risque du marché mondial.

Sur toute la période d'étude, la contribution des primes de change est économiquement et statistiquement significative pour tous les marchés étudiés. Concernant les résultats obtenus par rapport à la contrainte de non négativité du prix du risque mondial, ils sont similaires à ceux trouvés avec la contrainte de la positivité du prix du risque mondial et confirment que le risque de change est significativement rémunéré pour toutes les zones étudiées.

Il faut reconnaître que les modèles MEDAFI de De Santis et Gérard (1997), repris dans ce travail ne prennent pas en compte un degré d'intégration variable dans le temps. Plusieurs travaux récents se sont intéressés à la dynamique d'intégration des marchés boursiers comme Adler et Qi (2003), Carrieri *et al.* (2006a) et Hardouvelis *et al.* (2006). Pour améliorer ces résultats nous proposons de réaliser, dans un premier temps, une mesure du niveau conditionnel de l'intégration en procédant à un modèle de changement de régime qui combine les deux cas extrêmes d'intégration parfaite et segmentation stricte. Dans un deuxième temps nous allons essayer de comparer la performance relative de

différentes méthodes de modélisation de la matrice de covariance afin d'obtenir une classification plus robuste des modèles d'estimation.

## REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

1. ADLER M. et B. DUMAS (1983), "International Portfolio Selection and Corporation Finance: A Synthesis", *Journal of Finance*, n° 38, pp. 925-84.
2. ADLER M. et QI R. (2003), "Mexico's Integration into the North American Capital Market", *Emerging Economic Review*, 4, pp. 91-120.
3. AROURI M. H. (2006a), "La Prime de Risque dans un Cadre International : le Risque de Change est-il Apprécié?", *Revue Finance*, vol. 27, n°1/2006, pp 131-170.
4. BOUBAKRI S. (2009), « Une mesure financière de l'importance de la prime de risque de change dans la prime de risque boursière », *Document de travail ECONOMIX*, Université Paris Ouest La Défense.
5. BEKAERT G. et C. HARVEY (1995), "Time Varying World Market Integration", *Journal of Finance*, 50(2), pp. 403-44.
6. BEKAERT G. et HARVEY C. (1997), "Emerging Equity Market Volatility", *Journal of Financial Economics* 43, 29-77.
7. BEKAERT G. et HARVEY C, Ng A., 2005. "Market Integration and Contagion", *The Journal of Business* 78, 39-69.
8. BERNDT G., B. HALL, R. HALL and J. HAUSMANN (1974), "Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models", *Annals of Economics and Social Measurement*, 3, pp. 653-665.
9. BOLLERSLEV T. (1986), "A Conditionally Heteroskedasticity Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return", *Review of Economics and Statistics*, pp. 542-547.
10. BOLLERSLEV T. et WOOLDRIGE J.M. (1992), "Quasi-maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-Varying Covariances", *Econometric Review*, n° 11, pp. 143-172.
11. CAMPBELL H., The world price of covariance risk, *Journal of Finance*, 46, 1991, p.111-158.
12. CAPPIELLO L., CASTREN O. et JAASKELA J., (2004), "Measuring the Euro Exchange Rate Risk Premium: The Conditional International CAPM Approach", FAME, janvier 2003, Helsinki, Finlande.
13. CARRIERI F., ERRUNZA V. et MAJERBI B. (2006b), "Does Emerging Market Exchange Rate Risk Affect Global equity Prices?", *Journal of Finance Quantitative Analysis*, vol. 41, n°3, pp. 511-40.
14. CARRIERI F. (2001), "The Effects of Liberalisation on Market and Currency Risk in the European Union", *European Financial Management*, 7, pp. 259-290.
15. DE SANTIS G. et GERARD B. (1997), "International Asset Pricing and Portfolio Diversification with Time-Varying Risk", *Journal of Finance* 52, pp. 1881-1912.
16. DE SANTIS G. et GERARD B. (1998), "How Big is the Premium for Currency Risk", *Journal of Financial Economics*, 49, pp. 375-412.
17. DE SANTIS G., B. GERARD et P. HILLION (2003), "The Relevance of Currency Risk in the EMU", *Journal of Economics and Business*, 55, pp. 427-462.
18. DE SANTIS G., B. GERARD et P. HILLION (2003), "The Relevance of Currency Risk in the EMU", *Journal of Economics and Business*, 55, pp. 427-462.
19. DUMAS B. et SOLNIK B. (1995), "The World Price of Foreign Exchange Risk?", *Journal of Finance*, 50, pp. 445-479.
20. DUNGEY M., Fry R.A., B. González-Hermosillo, V.L. Martin, 2004. "Empirical Modelling of Contagion: A Review of Methodologies", *Quantitative Finance* 5(1), 9-24.

21. EDWARDS S. (1998). "Interest rate volatility, Contagion and Convergence: an Empirical investigation of the cases of Argentina, Chile and Mexico". *Journal of Applied Economics* 1 (1), 55 -86.
22. ENGLE R.F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation", *Econometrica*, 50, pp.987-1008.
23. ENGLE R. et KRONER K. (1995), "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", *Econometric Theory*, 11, pp. 122-150.
24. ENGLE R. et KRONER K. (1995), "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", *Econometric Theory*, 11, pp. 122-150.
25. GERARD B., K. THANYALAKPARK and J. BATTEN (2003), "Are the East Asian Markets Integrated? Evidence from the ICAPM", *Journal of Economics and Business*, 55, pp. 585-607.
26. HARDOUVELIS G., MALLIAROPOULOS et D. PRIESTLEY (2006), "EMU and Stock Market Integration", *Journal of Business*, vol. 79, pp. 365-392.
27. LINTNER J. (1965), "The Valuation of Risky Assets and the Selection of the Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", *Reviews of Economics and Statistics*, 47, pp.13-37.
28. MARKOWITZ H. (1952), "Portfolio SELECTION", *Journal of Finance*, n°3, pp.77-91.
29. Park, Y. C., C. Y. Song, 2000. "Financial Contagion in the East Asian crisis", *Korea University working paper*
30. PHYLAKTIS K. et F. RAVAZZOLO (2004), "Currency Risk in Emerging Equity Markets", *Emerging Markets Review*, n°5, pp. 317-339.
31. SERCU P. (1980), "A Generalisation on the International Asset Pricing Model", *Revue de Finance*, 1(1), pp. 91-135.
32. SHARPE W. (1964), "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *Journal of Finance*, n°9, pp.725-742
33. STULZ (1981), "A Model of International Asset Pricing", *Journal of Financial Economics*, n°9, p. 383-406.
34. SOLNIK B. (1974b), "The International Pricing of Risk: an Empirical Investigation of the World Capital Market Structure", *Journal of Finance*, 29, pp. 48-54.
35. TAI C. (2004a), "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 1 - Statistiques descriptives des indices de taux de change réel et des rentabilités boursières**

**Panel A - Indices des taux de change réels - Séries des rentabilités boursières des zones**

	Asie	PECO	M. Orient	A. Latine	Asie	PECO	M. Orient	A. Latine	Monde
Mean	-0.043	0.365	0.454	0.029	2.074	0.789	1.774	2.248	0.728
Std. Dev.	2.343	12.761	3.451	4.393	8.173	8.128	7.312	10.04	3.983
Skewness	-0.411	6.603	-0.607	-0.542	-0.714	0.634	0.155	0.766	-0.643
Kurtosis	4.426	76.045	4.385	4.139	4.743	8.417	3.594	7.130	3.704

**Panel B - Statistiques descriptives des variables d'information globales**

	VRTUS	VRSP	VPRM	ERDVIM
Mean	0.001	-0.032	-0.087	-0.032
Std. Dev.	0.060	0.038	1.148	0.043
Skewness	-0.738	-0.071	-1.274	-0.293
Kurtosis	5.785	3.197	16.852	3.592

**Tableau 2 - Auto-corrélations des rentabilités boursières et des taux de change**

**Panel A - Auto-corrélations des indices de change réels**

DL	PECO		M. Orient		A. Latine		Asie	
	AC	PAC	AC	PAC	AC	PAC	AC	PAC
1	-0.649	-0.649	-0.486	-0.486	-0.502	-0.502	-0.462	-0.462
2	0.203	-0.378	0.032	-0.267	-0.022	-0.366	-0.120	-0.424
3	-0.101	-0.332	-0.171	-0.397	-0.041	-0.371	0.144	-0.202
4	0.046	-0.306	0.244	-0.094	0.076	-0.281	0.003	-0.082
5	-0.009	-0.287	-0.165	-0.181	0.074	-0.082	-0.173	-0.250
6	0.043	-0.188	0.011	-0.240	-0.124	-0.129	0.150	-0.125
7	-0.042	-0.145	0.040	-0.122	0.011	-0.146	0.009	-0.068
8	0.018	-0.105	0.077	-0.028	0.058	-0.068	-0.074	-0.068
9	-0.030	-0.124	-0.127	-0.108	0.028	0.028	0.092	0.055
10	0.046	-0.069	0.091	0.026	-0.150	-0.158	-0.045	0.008

**Panel B - Auto-corrélations des rentabilités boursières**

DL	Monde		A. Latine		Orient		Asie		PECO	
	AC	PAC	AC	PAC	AC	PAC	AC	PAC	AC	PAC
1	-0.450	-0.450	-0.492	-0.492	-0.483	-0.483	-0.524	-0.524	-0.531	-0.531
2	-0.075	-0.347	0.020	-0.292	-0.031	-0.345	0.194	-0.111	0.060	-0.310
3	0.070	-0.186	-0.057	-0.271	0.029	-0.234	-0.126	-0.099	-0.029	-0.234
4	-0.110	-0.266	0.029	-0.212	0.034	-0.114	-0.172	-0.374	0.053	-0.106
5	0.025	-0.255	0.010	-0.155	-0.089	-0.177	0.161	-0.180	-0.158	-0.276
6	0.080	-0.147	-0.056	-0.214	0.015	-0.186	-0.228	-0.356	0.103	-0.241
7	-0.061	-0.168	0.083	-0.112	0.049	-0.116	0.316	-0.086	0.011	-0.168
8	0.055	-0.088	-0.039	-0.104	-0.033	-0.117	-0.137	-0.086	0.043	-0.044
9	-0.055	-0.137	-0.011	-0.127	-0.019	-0.140	0.118	-0.012	-0.088	-0.105
10	0.048	-0.044	0.027	-0.078	0.046	-0.095	-0.028	0.033	0.033	-0.150

**Tableau 3 - Corrélations non conditionnelles des variables d'information globales**

Corrélation	VRTUS	VRSP	VPRM	ERDVIM
VRTUS	1.000000			
VRSP	-0.195882	1.000000		
VPRM	-0.107169	0.103309	1.000000	
ERDVIM	-0.000627	0.611302	-0.042699	1.000000

**Tableau 4- Diagnostic des résidus**

	A .Latine	Asie	PECO	M.Orient	Monde
<b>Skewness</b>	-0.266*	-0.20*	-0.27*	-0.267*	1.563*
<b>Kurtosis</b>	3.267*	3.222*	3.275*	3.28*	6.014*
<b>J .B</b>	1.84	1.16	1.845	1.848	99.079*
<i>Prob</i>	0.39	0.557	0.396	0.40	0.000
<b>Q(36)</b>	53.136	47.037	57.890	47.038	59.394*
<i>Prob</i>	0.103	0.557	0.675	0.103	0.038

**Tableau 5-Equation de la Variance - Processus GARCH (1,1)**

	A .Latine	Asie	PECO	M. Orient	Monde
<b>a</b>	0.001145 (0.000529)*	0.000364 (0.000197)*	0.990078 (0.001455)*	0.000764 (0.00019)*	0.001145 (0.000529)*
<b>b</b>	0.001788 (0.000346)*	0.000892 (0.000202)*	0.131510 (0.009789)*	0.000492 (0.000202)*	0.001788 (0.000346)*

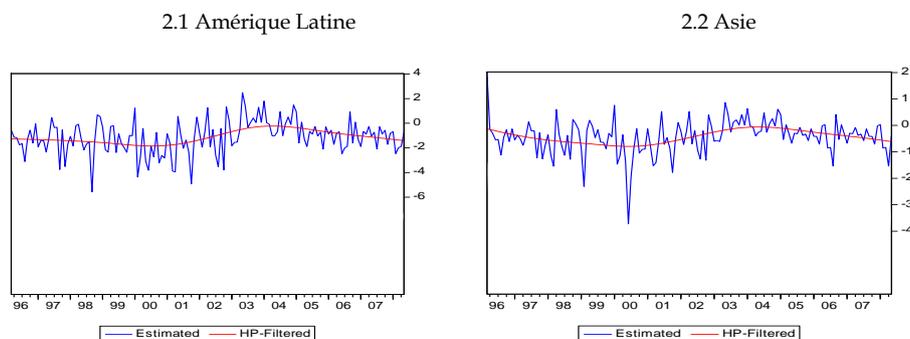
\*significatif à 1%, les valeurs entre parenthèses représentent les écarts-types.

**Tableau 6-critère de choix du modèle**

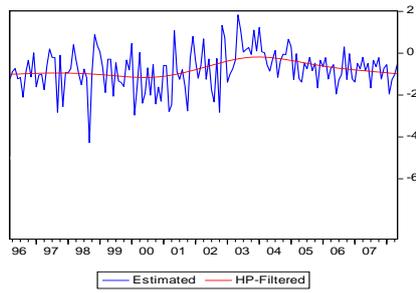
	BEKK asymétrique avec $H_t = C'C + aa*\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'+bb*H_{t-1}$	BEKK asymétrique avec $H_t = C'C + \sum_{i=1}^k a a*\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'+gg *H_{t-1}+bb*\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'*F_{t-1}F_{t-1}'+ss'\varepsilon_t\varepsilon_t'$
AIC*	2.618	2.605

\* Akaike Informative criterion

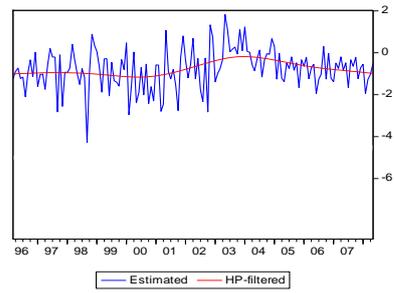
**Figure 2 - Prix du risque de change**



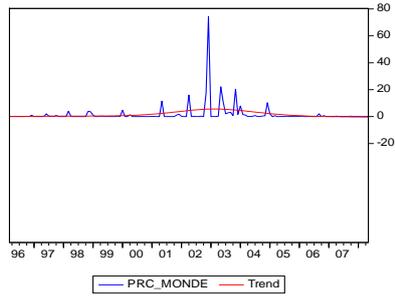
2.3 PECO



2.4 Moyen Orient



2.5 Prix du risque mondial : fonction exponentielle



2.6 Prix du risque mondial : fonction linéaire

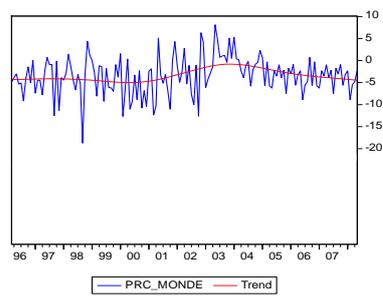
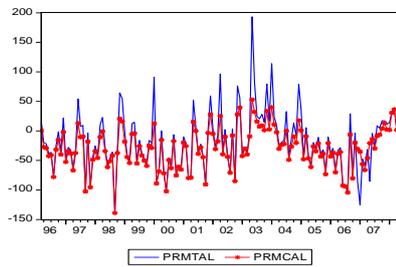
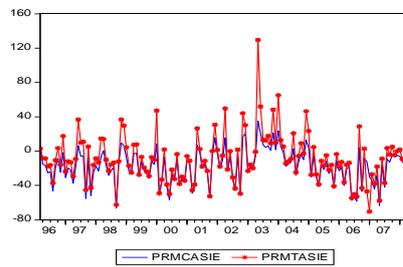


Figure 3 - Evolution de la prime de risque totale et de change

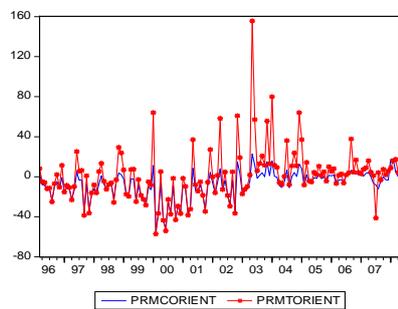
3.1-Amérique latine



3.2-Asie



3.3- Moyen Orient



3.4-PECO

