

Modèles d'évaluation des actifs financiers dans les marchés boursiers en émergence : identification des facteurs de risque et tests de changement structurel

Asset Pricing Models in Emerging Markets: Identifying Risk Factors and Testing Structural Change

René Garcia

Volume 74, Number 3, septembre 1998

L'économie du développement

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/602271ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/602271ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Garcia, R. (1998). Modèles d'évaluation des actifs financiers dans les marchés boursiers en émergence : identification des facteurs de risque et tests de changement structurel. *L'Actualité économique*, 74(3), 467–484.
<https://doi.org/10.7202/602271ar>

Article abstract

In this paper, we survey the asset pricing models that have been used in the context of emerging markets. We emphasize that both returns and their variability are more predictable than in developed markets and investigate whether this predictability can be explained by predictable measures or risk premia. In this regard, we stress the importance of testing for structural change and of diagnostic tests to check for the stability of relationships over time and for the omission of relevant risk factors. These tests are all the more important when economic and political conditions are less stable. Finally, we ask whether the emerging markets are integrated with the world market and describe a model which allows for a time-varying integration.

MODÈLES D'ÉVALUATION DES ACTIFS FINANCIERS DANS LES MARCHÉS BOURSISERS EN ÉMERGENCE : IDENTIFICATION DES FACTEURS DE RISQUE ET TESTS DE CHANGEMENT STRUCTUREL

René GARCIA

Département de sciences économiques,

Centre de recherche et développement en économique (C.R.D.E.),

Université de Montréal

et Centre interuniversitaire de recherche en analyse des organisations (CIRANO)

RÉSUMÉ – Dans cet article, nous faisons un survol des modèles d'évaluation des actifs financiers étudiés dans le contexte des marchés boursiers en émergence. Nous soulignons qu'il est plus facile de prévoir les rendements et leur variabilité pour de tels marchés que pour ceux des pays développés, et nous essayons de vérifier si ceci peut être expliqué par l'existence de mesures prévisibles du risque et des primes de risque. À cet égard, nous insistons sur l'importance des tests de changement structurel et des tests diagnostiques pour vérifier si les relations sont stables dans le temps et si des facteurs importants n'ont pas été oubliés. Ces tests sont d'autant plus importants dans le contexte d'un environnement économique et politique d'une plus grande instabilité. Nous terminons par une analyse de l'intégration de ces marchés boursiers en émergence au marché mondial et décrivons un modèle qui permet de capter l'évolution de cette intégration à travers le temps.

ABSTRACT – *Asset Pricing Models in Emerging Markets: Identifying Risk Factors and Testing Structural Change.* In this paper, we survey the asset pricing models that have been used in the context of emerging markets. We emphasize that both returns and their variability are more predictable than in developed markets and investigate whether this predictability can be explained by predictable measures or risk premia. In this regard, we stress the importance of testing for structural change and of diagnostic tests to check for the stability of relationships over time and for the omission of relevant risk factors. These tests are all the more important when economic and political conditions are less stable. Finally, we ask whether the emerging markets are integrated with the world market and describe a model which allows for a time-varying integration.

INTRODUCTION

Au cours des dernières années, les marchés boursiers de plusieurs pays d'Amérique latine, d'Asie, d'Afrique, d'Europe et du Moyen-Orient ont suscité

l'intérêt des investisseurs internationaux. Ces marchés boursiers dits en émergence constituent un ensemble hétéroclite de marchés des capitaux à des stades de maturité différents et régis par des lois et règlements plus ou moins libéralisés. Pour comprendre les motifs d'un investisseur international, il faut déterminer les avantages qu'il perçoit en ajoutant à son portefeuille des titres de marchés boursiers en émergence. Par ailleurs, si on se place du point de vue des pays qui reçoivent ces nouveaux capitaux, il faut se demander jusqu'à quel point ceux-ci sont stables et facilitent le développement économique. Les crises financières sont-elles plus fréquentes dans ces jeunes marchés et conduisent-elles à des fuites massives de capitaux qui déclenchent des interventions des banques centrales et des organismes internationaux? La toute récente « grippe » asiatique et la non si lointaine crise mexicaine tendent à souligner la grande volatilité de ces capitaux et un rapport risque-rendement qui diffère sensiblement de celui des marchés boursiers de plus grande maturité.

Les rendements sur les marchés boursiers en émergence se distinguent par quatre grandes caractéristiques. En moyenne, ces rendements sont élevés, leur corrélation avec les rendements des marchés boursiers développés est faible, ils sont plus prévisibles et leur volatilité est plus élevée que ceux des marchés développés. Pour déterminer les avantages que perçoivent les investisseurs, il faut établir la relation entre les rendements attendus et le risque qui s'y rattache. La mesure du risque sur les marchés boursiers en émergence est plus délicate que sur les marchés développés. Si on fait l'hypothèse générale que ces derniers sont intégrés, il est plus raisonnable de supposer que l'intégration des marchés boursiers en émergence au marché mondial des capitaux n'est pas parfaite, qu'elle varie d'un pays à l'autre et que, pour un même pays, elle varie dans le temps. Ainsi, on ne pourra pas caractériser le risque d'un marché en émergence par sa covariance avec le portefeuille mondial comme le voudrait un modèle international d'évaluation des actifs financiers (CAPM international) avec parité des pouvoirs d'achat. La caractérisation de la relation entre risque et rendement sur les marchés en émergence impose donc, en premier lieu, de déterminer les facteurs de risque pertinents, puis d'établir la stabilité de cette relation dans le temps, pour enfin parvenir à établir un modèle de valorisation qui prenne en compte explicitement l'intégration variable dans le temps des marchés en émergence aux marchés mondiaux des capitaux.

Dans cet article de synthèse, nous passons en revue les travaux récents qui ont apporté les premiers éléments d'une modélisation adaptée à l'étude des marchés boursiers en émergence. Tout d'abord, nous rapportons les résultats de Harvey (1995), Bekaert et Harvey (1997) et Richards (1996) sur la prévisibilité des rendements et de leur volatilité sur les marchés boursiers en émergence. On y analyse par régressions linéaires les relations entre les rendements observés et divers ensembles d'information contenant des variables mondiales communes à tous les pays et des variables propres aux divers pays en cause. Le but est d'identifier les variables qu'il faudrait inclure dans des modèles de valorisation (CAPM et APT [Arbitrage Pricing Theory]) conditionnels à ces ensembles d'information pour bien caractériser la relation entre risque et rendement. Les variables d'information

retenues sont, soit des rendements passés (les modèles s'inspirent alors des modèles linéaires autorégressifs), soit des variables économiques telles que le rendement en dividendes du marché, le taux d'intérêt à court terme ou l'écart de rendement entre taux à long terme et à court terme.

Dans ces modèles conditionnels, les rendements attendus, les primes de risque et les mesures de risque varient dans le temps en fonction des variables incluses dans l'ensemble d'information. Ainsi, dans la grande majorité de ces modèles, les espérances et variances des rendements des titres ou portefeuilles à évaluer, et leurs covariances avec les facteurs de valorisation sont obtenues par projection linéaire sur diverses variables contenues dans l'ensemble d'information des investisseurs¹. Ghysels (1997) et Garcia et Ghysels (1997) soulignent que tous ces modèles conditionnels reposent alors sur l'hypothèse d'une relation stable entre ces moments conditionnels des rendements et les variables d'information retenues. Dans le contexte des marchés en émergence, une telle hypothèse apparaît restrictive : des mesures de libéralisation peuvent être introduites, des changements importants peuvent survenir sur le plan politique ou économique, ou encore, de nouvelles institutions peuvent être créées. Ces changements ont pour effet de modifier la relation entre les rendements et les variables explicatives. Il apparaît donc utile de disposer d'un test de stabilité des coefficients de projection sur ces variables d'information. Ghysels (1997) propose un tel test et Garcia et Ghysels (1997) l'appliquent à divers modèles conditionnels d'évaluation des actifs financiers dans les marchés boursiers en émergence.

Si ces tests mettent en évidence des changements structurels dans les relations de valorisation, il importe de disposer d'un modèle qui puisse intégrer une telle variation temporelle. Le modèle en question devrait pouvoir prendre en compte des changements structurels brusques ou des évolutions progressives à travers le temps. Dans le contexte des marchés boursiers en émergence, Bekaert et Harvey (1997) proposent un modèle conditionnel à changement de régime qui capte l'intégration variable de ces marchés aux marchés mondiaux des capitaux.

Dans la première section, nous faisons le point sur la prévisibilité des rendements et de leur variabilité dans les marchés boursiers en émergence. La deuxième section décrit les modèles conditionnels d'évaluation des actifs financiers, leur méthode d'estimation et les divers tests utilisés. Dans la section 3, nous décrivons un modèle dans lequel l'intégration des marchés boursiers en émergence au marché mondial peut varier dans le temps. Nous concluons en proposant de nouvelles avenues de recherche.

1. PRÉVISIBILITÉ DES RENDEMENTS ET DE LEUR VARIABILITÉ SUR LES MARCHÉS BOURSIERS EN ÉMERGENCE

On lit souvent, dans la presse financière, que les indices de prix ou de rendement sur les marchés boursiers en émergence s'écartent des valeurs fondamentales

1. Nous laissons volontairement de côté les modèles non linéaires d'évaluation des actifs financiers introduits notamment par Bansal et Viswanathan (1993) et Bansal, Hsieh et Viswanathan (1993), car ils peuvent être vus comme des approximations de modèles linéaires contenant un grand nombre de variables.

pendant de longues périodes, mais finissent par y revenir. L'important toutefois est de déterminer si ces longs écarts ne peuvent pas être expliqués par la dynamique des facteurs qui sous-tendent les rendements des actifs financiers. En effet, une autocorrélation des rendements à court ou à long terme n'atteste pas forcément de l'inefficacité des marchés ni de la présence d'irrationalité, mais peut simplement indiquer que les primes de risque ou les mesures de risque sont elles-mêmes prévisibles à partir de diverses variables dans l'ensemble d'information des investisseurs.

Harvey (1995) étudie la variabilité prévisible des rendements sur les marchés boursiers en émergence à partir de divers ensembles d'information. Il considère d'abord les variables d'information mondiale communes à tous les pays, à savoir des valeurs retardées des rendements mondiaux mesurés par les rendements du portefeuille MSCI (*Morgan Stanley Capital International*)², les rendements des bons du Trésor américain à trois mois moins le rendement des mêmes bons à un mois (une mesure de la prime de terme), l'écart de rendement entre obligations cotées Baa et Aaa par Moody's (une mesure de la prime de risque de défaut), et enfin, le rendement en dividendes de l'indice *Standard and Poor's 500* moins le rendement des bons du Trésor américain à un mois. Sur les 20 pays étudiés³, les rendements attendus de neuf pays sont significativement influencés par ces variables d'information mondiale. Pour l'information locale, Harvey (1995) choisit le rendement retardé du pays en cause exprimé en dollars américains, le changement dans le taux de change par rapport au dollar américain, le rendement en dividendes de l'indice boursier du pays et un taux d'intérêt à court terme local. Quand cette information locale est combinée à l'information mondiale, 12 régressions sont significatives au niveau de 5 % et 14 au niveau de 10 %. Par ailleurs, plus de la moitié de la variance expliquée des rendements sur les marchés en émergence est induite par cette information locale.

Ces résultats sont très différents des résultats obtenus avec des marchés boursiers développés, et ce, à trois points de vue. Premièrement, le pouvoir explicatif des variables d'information est supérieur dans les marchés boursiers en émergence. Les R^2 corrigés sont supérieurs à 10 % pour sept pays et supérieurs à 20 % pour trois pays. Avec les mêmes ensembles d'information mondiale et locale, Harvey (1991) montre que seulement trois des 18 pays examinés ont un R^2 qui dépasse 10 %. Deuxièmement, les variables d'information locale ont une influence plus importante que dans les marchés boursiers développés. Enfin, dans les marchés boursiers en émergence, la relation entre prévisibilité des rendements et corrélation inconditionnelle avec les rendements du marché mondial ou américain est faible, voire inexistante, ce qui n'est pas le cas dans les marchés boursiers développés.

2. Il s'agit du rendement en dollars américains d'un portefeuille de marché mondial constitué des divers indices de pays, formant l'indice global, pondérés par leur valeur.

3. Amérique latine : Argentine, Brésil, Chili, Colombie, Mexique, Venezuela; Asie de l'Est : Corée, Philippines, Taïwan; Asie de l'Ouest : Inde, Indonésie, Malaisie, Pakistan, Thaïlande; Europe, Moyen-Orient et Afrique : Grèce, Jordanie, Nigeria, Portugal, Turquie, Zimbabwe.

Par ailleurs, Bekaert et Harvey (1997) étudient l'influence des variables d'information mondiale sur la volatilité des rendements des marchés boursiers en émergence, tandis que Richards (1996) tente d'évaluer si cette volatilité s'est accrue depuis l'arrivée des capitaux étrangers ces dernières années. Bekaert et Harvey (1997) partent du fait que les rendements des marchés en émergence sont prévisibles, comme nous venons de le souligner, et que les distributions de probabilité de ces rendements sont loin d'être normales (Harvey, 1995). Ils utilisent donc des modèles de variance conditionnelle capables de capter l'aplatissement et l'asymétrie des séries, ainsi que la variation temporelle des moyennes conditionnelles. Comme pour les moyennes, Bekaert et Harvey (1997) tentent d'établir la part de la variance des rendements qui est déterminée par les variables d'information mondiale et celle qui est expliquée par les variables d'information locale. De plus, ils cherchent à établir si ces parts respectives varient dans le temps. Pour ce faire, ils construisent un modèle où l'importance relative des variables d'information locale et mondiale varie dans le temps, au fur et à mesure que les marchés boursiers en émergence deviennent de plus en plus intégrés aux marchés mondiaux. Comme nous allons le voir dans les prochaines sections, cette prise en compte de changements structurels brusques ou progressifs dans les modèles d'évaluation des actifs financiers est indispensable pour bien capter l'évolution plus ou moins rapide de ces marchés. En effet, les modèles habituels d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive (ARCH et GARCH) ont beaucoup de difficulté à décrire les séries de rendements des marchés boursiers en émergence, même avec des hypothèses distributionnelles s'écartant de la normale (t de Student ou mélange de normales) pour les erreurs du modèle. Les tests diagnostiques sur les résidus révèlent que ces spécifications sont presque toujours rejetées. Un modèle GARCH asymétrique correspond mieux aux données, mais contrairement aux marchés boursiers développés, la variance semble diminuer avec les innovations négatives, soit le contraire d'un effet de levier. Enfin, Bekaert et Harvey (1997) mettent en évidence que la volatilité diminue dans la plupart des pays qui libéralisent leurs marchés financiers. La volatilité est aussi plus faible dans les pays qui ont une économie ouverte en termes d'échanges commerciaux.

Nous venons de voir qu'à la fois la moyenne et la variance conditionnelles des rendements des marchés boursiers en émergence varient dans le temps en fonction de variables d'information locale et mondiale. Il reste à déterminer si cette possibilité de prévoir résulte de la variabilité prévisible des mesures de risque et des primes de risque à l'équilibre des marchés. Pour ce faire, nous devons postuler des modèles conditionnels à facteurs, les estimer et faire les tests appropriés. Les modèles théoriques d'évaluation des actifs financiers sont essentiellement le CAPM et l'APT conditionnels. Toutefois, les versions estimées de ces modèles varient considérablement. En effet, comme la méthode des moments généralisée (GMM) est utilisée le plus souvent pour estimer ces modèles, les moments et les instruments retenus pour conduire l'estimation font que les hypothèses testées diffèrent même si le modèle théorique sous-jacent est le même. Ainsi, tous les tests des modèles conditionnels d'évaluation des actifs financiers sont des tests conjoints de la relation théorique de valorisation et de la modélisation particulière choisie des moments conditionnels.

2. MODÈLES CONDITIONNELS D'ÉVALUATION DES ACTIFS FINANCIERS

Dans cette section, nous allons commencer par présenter les modèles conditionnels à facteurs de base utilisés dans la plupart des travaux sur les marchés boursiers développés ou en émergence.

2.1 Modèles à facteurs (CAPM et APT) conditionnels

Nous allons décrire ci-après deux catégories de modèles, à savoir le CAPM conditionnel dans l'esprit d'Harvey (1991, 1995) et un modèle à facteurs conditionnels similaire à Ferson et Korajczyk (1995). La version proposée du CAPM conditionnel est la plus simple. Elle relie les rendements attendus sur les marchés boursiers d'un ensemble de pays aux rendements attendus sur un portefeuille de marché mondial par l'intermédiaire de leur mesure de risque (bêta) *conditionnelle*, à savoir :

$$E[r_{it+1} | \Omega_t] = \beta_{it} E[r_{Mt+1} | \Omega_t] \quad (1)$$

avec :

$$\beta_{it} = \frac{\text{Cov}[r_{it+1}, r_{Mt+1} | \Omega_t]}{\text{Var}[r_{Mt+1} | \Omega_t]}, \quad (2)$$

où r_{it+1} désigne le rendement du marché du pays i , r_{Mt+1} le rendement du portefeuille mondial et Ω_t l'information disponible au temps t . Dans cette spécification, à la fois la mesure du risque β_{it} et le prix du risque $E[r_{Mt+1} | \Omega_t]$ varient avec le temps. Pour rendre l'équation (1) opérationnelle, nous définissons un ensemble de projections linéaires :

$$E[r_{it+1} | \Omega_t] = Z'_t \delta_i \quad (3)$$

et

$$E[r_{Mt+1} | \Omega_t] = Z'_t \delta_M, \quad (4)$$

où Z_t est un vecteur de variables instrumentales de dimension $L \times 1$, tandis que les vecteurs δ_i et δ_M sont des vecteurs de paramètres ($L \times 1$) définissant les projections. Ce sont ces vecteurs d'instruments Z_t qui contiennent les variables d'information mondiale, locale ou les deux, selon le cas. Bien entendu, ce modèle peut être spécifié pays par pays ($i = 1$) ou pour plusieurs pays à la fois (disons $i = 1, \dots, N$).

Plus généralement, un modèle conditionnel à facteurs ne contient pas seulement le rendement du portefeuille mondial comme source de risque, mais d'autres facteurs comme le rendement d'un portefeuille de devises par exemple. Il faut alors exprimer l'espérance de rendement des facteurs comme :

$$E[f_{t+1} | \Omega_t] = Z'_t \delta. \quad (5)$$

Dans ce cas, δ est une matrice de dimension $L \times K$ et f_{t+1} un vecteur $1 \times K$, où K est le nombre de facteurs de risque. Ces modèles sont estimés à l'aide de la méthode des moments généralisée (méthode GMM), une méthode introduite par Hansen (1982), que nous décrivons succinctement ci-après.

2.2 Estimation des modèles à facteurs conditionnels

Nous illustrerons la méthode d'estimation avec le modèle CAPM afin de simplifier la notation. Pour appliquer la méthode GMM à l'estimation de δ_i et de δ_M , il faut se donner un ensemble de conditions de moments. Appelons $m_t(\delta_i, \delta_M)$ le vecteur formé en empilant les produits de Kronecker de chaque erreur de prévision avec les variables d'information Z_t , soit :

$$m_t(\delta_i, \delta_M) = \begin{pmatrix} (r_{it+1} - Z'_t \delta_i) \\ (r_{Mt+1} - Z'_t \delta_M) \\ (u_{Mt+1}^2 Z'_t \delta_i - u_{Mt+1} u_{it+1} Z'_t \delta_M) \end{pmatrix} \otimes Z'_t, \quad (6)$$

où $u_{it+1} = r_{it+1} - Z'_t \delta_i$ et $u_{Mt+1} = r_{Mt+1} - Z'_t \delta_M$ sont les erreurs de prévision des rendements et où la dernière condition provient, après quelques calculs, de l'équation (2). Comme le vecteur que multiplie Z_t est un vecteur d'erreurs de prévision, l'espérance de $m_t(\delta_i, \delta_M)$ évaluée à la vraie valeur des paramètres δ_{i0}, δ_{M0} doit être égale à zéro. L'estimateur GMM est donné par :

$$(\hat{\delta}_i, \hat{\delta}_M)' = \arg \min \left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T m_t(\delta_i, \delta_M) \right]' \sum_{t=1}^T \left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T m_t(\delta_i, \delta_M) \right], \quad (7)$$

où $\sum_{t=1}^T = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T m_t(\delta_i, \delta_M) m_t(\delta_i, \delta_M)'$. L'estimation s'effectue en général à l'aide d'une procédure en deux étapes, avec d'abord une matrice identité pour Σ , puis une valeur estimée (de façon convergente) à l'aide de la méthode de Newey et West (1987). Il faut souligner que le nombre de paramètres à estimer est $2L$ et que nous disposons pour faire cette estimation de $3L$ équations (dans le cas d'un modèle pays par pays). En termes économétriques, on dit que le système est suridentifiant.

Il faut ainsi distinguer cette spécification de celle choisie par Harvey (1995) qui propose un système d'équations exactement identifié. En effet, Harvey désire capter une erreur d'évaluation moyenne (la différence entre le rendement moyen du pays i donné par le modèle, c'est-à-dire la troisième équation, et le rendement moyen donné par le modèle statistique, soit l'équation 1) et remplace pour ce faire $Z'_t \delta_i$ par $Z'_t k_i$ où les k_i sont L nouveaux paramètres libres. Nous allons voir que ces deux spécifications conduisent à des tests d'hypothèses différents.

2.3 Tests des modèles à facteurs conditionnels

Dans cette section, nous allons passer en revue les principaux tests utilisés dans le cadre de la méthode GMM. Nous présentons d'abord les statistiques de test utilisées dans les modèles suridentifiés et exactement identifiés, et soulignons les résultats empiriques différents qui peuvent en résulter. Nous abordons ensuite les tests de changement structurel dans le cadre des modèles estimés par GMM et insistons sur leur importance dans le cadre des modèles d'évaluation des actifs financiers appliqués aux marchés boursiers en émergence. Nous terminons en indiquant d'autres tests disponibles, notamment les tests prédictifs (Ghysels et Hall, 1990) et les tests diagnostiques CS (Newey, 1985), et soulignons leur application limitée dans le contexte des marchés boursiers en émergence.

2.3.1 Modèles suridentifiés et exactement identifiés

Lorsque le système est suridentifiant, on peut construire une statistique de test (statistique J) dite de suridentification qui est égale à T fois la valeur minimisée de la fonction en (7). Sous l'hypothèse nulle d'un modèle correctement spécifié, cette statistique est distribuée asymptotiquement selon une loi χ^2 à $3L - 2L = L$ degrés de liberté. Si le système est exactement identifié, une telle statistique n'a évidemment plus de sens, mais on peut tout de même construire des tests (de Wald ou de ratio de vraisemblance) de certaines hypothèses⁴, comme celle d'une erreur d'évaluation moyenne nulle dans Harvey (1995). Évidemment, les hypothèses testées n'étant pas les mêmes, les résultats des tests diffèrent radicalement d'une étude à l'autre. Ainsi, Garcia et Ghysels (1997) montrent que les tests de suridentification ne rejettent jamais (à un niveau de confiance de 5 %) le modèle décrit par le système d'équations (6) pour un large sous-ensemble de marchés boursiers en émergence. Par contre, Harvey (1995) rejette pour ces mêmes pays le modèle exactement identifié. Que faut-il en conclure? La réponse n'est pas évidente, car il faudrait tester formellement les contraintes $\delta_i = k_i$ et comparer de plus les propriétés des deux types de tests.

Néanmoins, nous savons déjà que le test de suridentification, bien que convergent, manque de puissance par rapport à des spécifications alternatives du modèle où les coefficients δ_i et δ_M peuvent varier avec le temps (voir Ghysels et Hall, 1990). Il apparaît donc primordial de tester la constance de ces paramètres.

2.3.2 Tests de changement structurel

Nous présentons succinctement les tests de changement structurel introduits par Ghysels (1997) pour le marché boursier américain et Garcia et Ghysels (1997) pour les marchés boursiers en émergence. Dans les modèles conditionnels

4. Pour une analyse détaillée de la méthode GMM et une exposition très claire des tests des divers systèmes d'équations *suridentifiés* et exactement identifiés, voir Renault (1996), Hall (1993) et Ogaki (1993).

présentés dans la section précédente, nous avons vu que deux ensembles de paramètres fixes δ_i et δ_M déterminaient, conjointement avec Z_t , la variation temporelle de β_{it} , le bêta qui mesure le risque du marché boursier en cause. La question est de savoir si cette spécification du risque est la bonne. Le bêta peut être mal spécifié pour plusieurs raisons : 1) la mauvaise qualité des instruments choisis Z_t ; 2) l'omission de certains facteurs de risque; 3) le caractère erroné des hypothèses du modèle (l'intégration des marchés mondiaux, par exemple); 4) la mauvaise approximation fournie par l'indice mondial du portefeuille mondial inobservable; 5) la forme fonctionnelle choisie pour le β_{it} ; 6) toute combinaison des raisons précédentes. Dans ce qui suit, nous allons nous intéresser à une hypothèse clé qui régit les modèles à bêtas variables. Une façon explicite de tester si (1) est un modèle adéquat d'évaluation des actifs financiers est de tester l'hypothèse :

$$H_0 : \begin{cases} \tilde{\delta}_{Mt} = \delta_M & \forall t = 1, \dots, T \\ \tilde{\delta}_{it} = \delta_i & \forall t = 1, \dots, T \end{cases}, \quad (8)$$

dans un modèle où les δ_i et δ_M peuvent varier, de sorte que la variation temporelle du bêta provient uniquement du modèle d'évaluation des actifs financiers. Dans le contexte des marchés boursiers en émergence, cette hypothèse apparaît naturelle à cause des changements relativement plus importants de l'environnement économique.

Pour tester l'hypothèse H_0 ci-dessus, nous proposons une alternative simple selon laquelle un changement structurel survient à un point donné de l'échantillon, à savoir :

$$\tilde{\delta}_{jt} = \begin{cases} \delta_{j1} & t = 1, \dots, \pi T \\ \delta_{j2} & t = \pi T + 1, \dots, T \end{cases} \quad j = M, i, \quad (9)$$

où π détermine la fraction de l'échantillon qui précède le point de rupture supposé. Si le point de rupture était connu, notre tâche serait considérablement simplifiée. Il s'agirait d'estimer δ_{j1} et δ_{j2} et de comparer les valeurs estimées afin de déterminer si elles sont significativement différentes, en d'autres termes, nous effectuerions un test de Chow. Dans le présent contexte, nous ne voulons pas vraiment supposer π connu, car même si la date d'une réforme ou d'un changement de législation est connue, son effet a pu être anticipé et influencer sur les séries avant ladite date officielle de son entrée en vigueur. Dans Garcia et Ghysels (1997), nous fournissons une description détaillée des procédures développées par Andrews (1993) pour tester l'hypothèse nulle (8) contre l'hypothèse alternative (9) dans le contexte des estimateurs GMM. Nous fournirons ici quelques explications sur ces procédures sans entrer dans les détails techniques. Pour faciliter notre présentation, nous allons appeler $\tilde{\delta}_{jh}(\pi)$ les valeurs estimées de δ_{jh} , $h = 1, 2$, $j = i, M$ associées à un point de rupture particulier πT . Supposons que nous puissions construire pour chaque point de rupture possible π un test de changement

structurel fondé sur $\tilde{\delta}_{jh}(\pi)$, $h = 1, 2^5$. Ainsi, pour chaque point de rupture π , nous avons une statistique de type Wald $W(\pi)$ basée sur les deux valeurs estimées avant et après la rupture πT . Il s'agit maintenant de combiner les statistiques Wald pour tous les points de rupture possibles $W(\pi)$, $\pi \in [0, 2, 0, 8]$ en une seule statistique de test. On peut le faire de diverses façons. Une première possibilité est de prendre le maximum par rapport à π de toutes les valeurs $W(\pi)$, que l'on appelle SupW où Sup désigne le supremum. Andrews (1993) a suggéré ce test et a tabulé sa distribution sous l'hypothèse nulle figurant en (8).

Le test SupW n'est toutefois pas la seule statistique que l'on puisse utiliser. Le test SupLM, à savoir le test du supremum du multiplicateur de Lagrange, apparaît aussi comme un candidat intéressant, car il demande beaucoup moins de calculs. En effet, pour calculer le SupLM, il n'est pas nécessaire de calculer toutes les valeurs estimées des paramètres $\tilde{\delta}_{jh}(\pi)$ pour chacun des sous-échantillons. Il suffit d'utiliser les valeurs estimées $\bar{\delta}_M$ et $\bar{\delta}_I$ obtenues à partir de l'échantillon au complet. Nous économisons ainsi un temps de calcul considérable en évitant toutes les estimations non linéaires des paramètres avec la méthode GMM. Par ailleurs, les propriétés statistiques du test SupLM sont au moins aussi bonnes sinon meilleures que celles du test SupW (voir l'annexe de Garcia et Ghysels, 1997).

Il apparaît légitime de se demander pourquoi l'alternative choisie est uniquement celle d'un changement structurel unique. En effet, on peut penser à beaucoup d'autres formes d'instabilités structurelles, comme la présence de plusieurs points de rupture ou des changements graduels dans les paramètres δ_{ik} . Toutefois, il est tout simplement impossible de construire des tests pour tous les types possibles d'instabilités structurelles tant sur le plan statistique que sur le plan pratique. Heureusement, les statistiques avec un seul point de rupture inconnu ont une bonne puissance contre une classe plus grande d'autres formes d'instabilités des paramètres. Nous pouvons ainsi tester avec confiance l'instabilité des paramètres avec les tests à un seul point de rupture.

Garcia et Ghysels (1997) appliquent ces tests de changement structurel aux modèles CAPM conditionnels sur les marchés boursiers en émergence. Il est très intéressant de constater que pour tous les pays au moins un des tests de stabilité SupLM rejette l'hypothèse de constance des paramètres, alors que les tests fondés sur la statistique J ne rejettent pas le modèle comme nous l'avions mentionné dans la section 2.3.1. Ces résultats montrent de façon éloquent que les tests fondés sur la statistique J ont peu de puissance contre les alternatives avec changement structurel. Il est donc indispensable de procéder à des tests de changement structurel pour vérifier la validité des modèles économiques, et ce d'autant plus que le contexte économique se prête à des changements importants de législation ou de

5. Nous devons laisser un certain nombre d'observations au début et à la fin de l'échantillon pour pouvoir estimer $\tilde{\delta}_{j1}$ et $\tilde{\delta}_{j2}$. Nous pouvons tester par exemple 0,2T et 0,8T. Dans ce cas, nous supprimons 20 % de l'échantillon à chaque extrémité. Le pourcentage d'observations laissées de côté détermine le nombre d'observations qui seront utilisées pour calculer la première valeur $\tilde{\delta}_{j1}(\pi)$ et la dernière valeur estimée $\tilde{\delta}_{j2}(\pi)$ avec $\pi = 0,2T$ et $\pi = 0,8T$ respectivement.

politique économique. En se fondant simplement sur les statistiques J , nous aurions conclu de façon erronée que les marchés boursiers en émergence examinés étaient intégrés au marché mondial.

Garcia et Ghysels (1997) examinent également l'hypothèse inverse, à savoir la segmentation des marchés boursiers en émergence. Pour ce faire, ils examinent jusqu'à quel point certains portefeuilles (faible, moyenne et forte capitalisation boursière) formés à partir des titres transigés sur chacun des marchés en cause *covariant* avec l'indice de marché local du pays. En d'autres termes, ils testent un CAPM conditionnel local. Leurs résultats montrent que, selon la statistique J , le modèle n'est rejeté pour aucun des pays, ce qui semble indiquer une segmentation de ces marchés. De plus, les tests de changement structurel SupLM ne rejettent pas non plus la stabilité des paramètres, y compris la mesure du risque⁶. Faut-il en conclure que les marchés boursiers en émergence sont segmentés? Pas forcément. En effet, les modèles estimés et les tests appliqués ont considéré chacun des portefeuilles pris isolément. Des tests plus stricts auraient pris en compte tous les portefeuilles à la fois. Par ailleurs, les valeurs estimées pour les bêtas des portefeuilles font souvent état d'un effet de petite taille, c'est-à-dire que les bêtas sont plus grands pour les portefeuilles de faible capitalisation boursière (les petites firmes) que pour les portefeuilles à forte capitalisation boursière, un résultat contraire à la prédiction du CAPM.

Bonomo et Garcia (1997) examinent ces deux problèmes pour un pays en particulier, le Brésil. Pour pouvoir étudier les trois portefeuilles à la fois, ils doivent adopter une modélisation plus parcimonieuse des moments. Pour une spécification similaire à Garcia et Ghysels (1997) avec bêta constant, ils retrouvent des résultats semblables. Les bêtas estimés apparaissent élevés et celui des petites firmes plus élevé que celui des firmes de taille moyenne. Leur modélisation leur permet toutefois d'explorer des spécifications plus élaborées, notamment l'introduction d'effets ARCH dans la variance du marché qui, comme nous l'avons vu dans la première section, sont importants dans les marchés boursiers en émergence. Après l'étude de plusieurs spécifications, ils arrivent à la conclusion que le CAPM conditionnel omettait un facteur excessivement important au Brésil, à savoir l'inflation. Après l'ajout d'une variable susceptible de capter le facteur d'inflation (la différence entre le taux sur les dépôts à un mois et le taux au jour le jour), les valeurs estimées des bêtas sont bien plus raisonnables et conformes à la théorie. Ces résultats obtenus pour le Brésil suggèrent que les tests de changement structurel appliqués dans Garcia et Ghysels (1997) manquent de puissance contre certaines alternatives comme l'omission d'un autre facteur. Il est donc important de les compléter par d'autres tests qui cherchent à établir si la spécification retenue est robuste. Nous présentons rapidement dans la sous-section qui suit deux types de tests qui jouent ce rôle dans le contexte des modèles estimés par la méthode GMM.

6. Le modèle testé diffère du modèle général présenté en (6). Le modèle appliqué suppose la constance du bêta. Ainsi, dans la troisième équation de (6), le terme $Z'_i \delta_i$ est remplacé par β_i .

2.3.3 Tests prédictifs et tests diagnostiques

Une fois qu'un modèle est estimé et qu'il n'a pas été rejeté à partir des tests J ou des tests de changement structurel, on peut se demander si le modèle a la capacité de bien expliquer des données qui n'ont pas été utilisées durant l'estimation. On peut par exemple se demander si le modèle donnera des résidus proches de 0 sur les mêmes conditions de moments calculées à partir d'un autre échantillon. Il s'agit, dans ce cas, des tests prédictifs de Ghysels et Hall (1990). Ainsi, dans cette approche, l'estimateur des paramètres issus du premier sous-échantillon est utilisé pour évaluer les conditions de moment du second sous-échantillon. Si le modèle est structurellement invariant dans le temps, les conditions de moments prédites ne doivent pas trop s'écarter de 0. Pour évaluer si ces écarts sont significatifs au sens statistique, Ghysels et Hall (1990) montrent qu'une certaine norme du vecteur des conditions de moments au carré tend vers une loi de χ^2 . À notre connaissance, ce test n'a jamais été appliqué dans le contexte des marchés boursiers en émergence.

Dans la méthode GMM, les paramètres sont estimés et les tests J construits à partir d'un certain nombre de conditions de moments. En réalité, on aurait pu utiliser pour l'estimation beaucoup d'autres conditions d'orthogonalité qui auraient été cohérentes avec les implications de nos modèles d'évaluation des actifs financiers. Newey (1985) propose un test (appelé test CS) des conditions d'orthogonalité qui n'ont pas été utilisées pour l'estimation, mais qui sont impliquées par le modèle. Intuitivement, ce test vérifie si les résidus dans les diverses équations utilisées pour l'estimation sont orthogonaux aux autres variables dans l'ensemble d'information qui n'ont pas été utilisées comme instruments. On peut donc le voir comme un test diagnostique de la spécification maintenue comme hypothèse nulle. Bonomo et Garcia (1997) appliquent ce test aux modèles conditionnels à facteurs décrits plus haut pour le marché brésilien. Ainsi, ils vérifient si les résidus de leur modèle à deux facteurs (portefeuille de marché et inflation) sont orthogonaux à des retards des résidus eux-mêmes, des retards des rendements et d'autres variables économiques et financières. Ils arrivent à la conclusion que leur spécification n'est en général pas rejetée, sauf en ce qui concerne les équations de la moyenne et de la variance de leur deuxième facteur, l'écart de rendement entre le taux sur les dépôts à un mois et le taux au jour le jour, visant à capter le risque inflationniste. Le comportement excessivement instable du taux d'inflation au cours de la période d'estimation et sa très forte persistance rendent très difficile sa modélisation parcimonieuse. Ainsi, même si l'introduction du facteur d'inflation réduit considérablement l'erreur d'évaluation associée à un CAPM conditionnel, elle n'est pas suffisante pour produire un modèle totalement robuste. L'intérêt de ces tests de spécification est qu'ils indiquent clairement les conditions de moments problématiques, facilitant les correctifs à apporter aux modèles.

Nous avons vu que selon les modèles spécifiés et les tests utilisés, nous arrivions à des conclusions contradictoires sur l'intégration ou la segmentation des marchés boursiers en émergence. Hormis les problèmes de puissance des tests,

tous les modèles utilisés supposaient que les marchés étaient soit intégrés, soit segmentés et que l'intégration ou la segmentation persistait durant toute la période d'échantillonnage. Même si Errunza, Losq et Padmanabhan (1992) proposent un modèle d'intégration partielle, il reste que le degré d'intégration reste fixe à travers le temps. Empiriquement, la plupart des modèles sur les marchés boursiers en émergence sont estimés à partir de 1976, et on peut supposer que le degré d'intégration des marchés a varié entre cette date et le milieu des années quatre-vingt-dix. En effet, l'intuition suggère que certains marchés sont devenus plus intégrés avec le temps. Bekaert et Harvey (1995) proposent une méthodologie qui permet au degré d'intégration de varier à travers le temps. Nous exposons cette méthodologie et en faisons l'analyse critique dans la section qui suit.

3. UN MODÈLE D'INTÉGRATION DES MARCHÉS VARIANT AVEC LE TEMPS

Dans leur modèle, Bekaert et Harvey (1995) permettent aux rendements attendus conditionnels sur un marché boursier en émergence particulier de dépendre de leur covariance avec le portefeuille de référence mondial et de la variance des rendements du pays en cause. Dans un marché parfaitement intégré, seule la covariance est pertinente. Dans des marchés segmentés, la variance est la mesure appropriée du risque de marché. Même si aucune théorie d'évaluation des actifs financiers ne justifie le modèle proposé par Bekaert et Harvey (1995), leur approche a le mérite d'emboîter les deux grands modèles d'évaluation des actifs financiers internationaux, à savoir la segmentation complète et l'intégration complète.

Dans ce modèle, les poids accordés à la covariance et à la variance varient dans le temps, ce qui fait que la mesure d'intégration varie. Par ailleurs, le modèle permet aux prix du risque de variance de varier d'un pays à l'autre, en les faisant dépendre de variables d'information propres à chaque pays, mais le risque de covariance a le même prix dans tous les pays, car il dépend uniquement de variables d'information globale. Le modèle est bien conditionnel, puisque les rendements attendus, les covariances, les variances et la mesure d'intégration dépendent tous de variables d'information prédéterminées.

3.1 Le modèle

Dans des marchés totalement intégrés et en l'absence de risque de change, le modèle CAPM conditionnel impose la restriction suivante :

$$E[r_{it+1}^A | \Omega_t] = \lambda_t \text{Cov}[r_{it+1}^A, r_{wt+1} | \Omega_t], \quad (10)$$

où $E[r_{it+1}^A | \Omega_t]$ représente les rendements excédentaires attendus conditionnellement à Ω_t sur le titre A (dans le pays i), r_w le rendement d'un portefeuille mondial pondéré par la valeur, $\text{Cov}[\cdot | \Omega_t]$ l'opérateur de covariance conditionnelle et λ_t le prix mondial attendu conditionnellement du risque de covariance au temps t .

Dans des marchés totalement segmentés et sous les mêmes hypothèses qu'en (10) :

$$E[r_{it+1}^A | \Omega_t] = \lambda_{it} \text{Cov}[r_{it+1}^A, r_{it+1} | \Omega_t]. \quad (11)$$

Les rendements attendus sur le titre A sont dans ce cas fonction de leur covariance avec le rendement du portefeuille de marché du pays i , r_i , et du prix local du risque, λ_i . Pour le portefeuille de marché national, l'équation (11) s'écrit :

$$E[r_{it+1} | \Omega_t] = \lambda_{it} \text{Var}[r_{it+1} | \Omega_t], \quad (12)$$

tandis que nous avons pour l'équation (10) :

$$E[r_{it+1} | \Omega_t] = \lambda_i \text{Cov}[r_{it+1}, r_{wt+1} | \Omega_t]. \quad (13)$$

Si le marché est ni complètement intégré ni complètement segmenté, aucune des deux équations (12) ou (13) ne décrit convenablement les rendements attendus. Bekaert et Harvey (1995) règlent ce problème en adoptant un modèle à changement de régime. Une variable d'état non observable S_{it} prend la valeur de 1 si les marchés sont intégrés et de 2 si les marchés sont segmentés. Dans le premier régime, la moyenne conditionnelle des rendements est donnée par (13), tandis que dans le deuxième régime l'équation (12) la décrit. À chaque période t , les rendements attendus sont donc donnés par la somme pondérée des rendements attendus dans chacun des régimes, où la pondération correspond à la probabilité d'être dans l'un ou l'autre des régimes, à savoir :

$$E[r_{it+1} | \Omega_t] = \phi_{it} \lambda_i \text{Cov}[r_{it+1}, r_{wt+1} | \Omega_t] + (1 - \phi_{it}) \lambda_{it} \text{Var}[r_{it+1} | \Omega_t]. \quad (14)$$

Cette probabilité ϕ_{it} peut être écrite comme une fonction contrainte à être entre 0 et 1 (une fonction logistique, par exemple) de variables dans l'ensemble d'information Ω_t . Les prix du risque λ_i et λ_{it} sont aussi modélisés comme des fonctions de variables dans l'ensemble d'information Ω_t . Ce modèle a donc trois sources de variation temporelle dans les rendements attendus : variation dans les prix du risque (λ_i et λ_{it}), variation dans les mesures de risque conditionnelles (covariance avec le marché mondial et variance du marché local) et variation dans le degré d'intégration du marché ϕ_{it} . Bekaert et Harvey (1995) utilisent les variables d'information globale suivantes : rendement en dividendes du marché mondial en sus du taux des eurodollars à 30 jours, la prime de défaut (rendements des obligations Aaa moins Baa selon la cote de Moody), le changement dans la prime de terme (rendement des obligations américaines à dix ans moins rendement des bons du Trésor américain à trois mois) et le changement du taux des eurodollars à 30 jours. Ces variables visent à capter les fluctuations des attentes relatives au cycle économique mondial. Pour les variables d'information locale, ils utilisent les rendements des actions locales, les changements du taux de change local, les rendements en dividendes locaux et le ratio de la capitalisation du marché des actions sur la production intérieure brute. Ces variables captent les attentes relatives aux conditions économiques locales.

Ce modèle a l'avantage de permettre de calculer la probabilité d'intégration à partir des données. En effet, il est difficile d'inférer le véritable degré de segmentation du marché à partir de l'ensemble complexe de restrictions qui sont en vigueur

dans un pays particulier à un moment donné. De plus, même si des barrières à l'investissement étranger sont présentes, elles ne segmentent pas forcément le marché s'il existe des fonds mutuels extérieurs pour ledit marché ou si des titres sont inscrits dans des bourses étrangères en même temps que dans la bourse du pays.

3.2 Les résultats

Bekaert et Harvey (1995) étudient l'intégration de 12 pays : le Chili, la Colombie, la Grèce, l'Inde, la Jordanie, la Corée, la Malaisie, le Mexique, le Nigeria, Taïwan, la Thaïlande et le Zimbabwe. Les résultats indiquent que les pays les plus intégrés (ceux ayant une probabilité d'intégration supérieure à 0,50) sont la Grèce, la Jordanie, la Corée, la Malaisie, Taïwan et la Thaïlande. Ces résultats semblent conformes aux attentes *a priori* que l'on pouvait avoir (la Jordanie mise à part), puisqu'on y retrouve tous les pays d'Asie. De plus, les résultats indiquent que l'intégration a varié dans le temps pour un certain nombre de pays. Les auteurs tentent de rationaliser cette variation dans le temps en fonction des restrictions à l'investissement ou d'autres événements marquants propres à chacun des pays, mais ils soulignent aussi fort justement que la variation temporelle de la probabilité d'intégration peut être due à l'omission de certains facteurs de risque. Comme nous l'avons vu pour le Brésil, le facteur d'inflation peut être un élément important dans certains pays. Dans le cas du Mexique, par exemple, la poussée inflationniste des années quatre-vingt-dix peut expliquer la variation importante de la probabilité d'intégration et sa valeur voisine de 0 vers la fin de l'échantillon. En effet, pour le Mexique, les estimations suggèrent que le marché des actions était segmenté dans la majeure partie de l'échantillon. Or, le marché mexicain a l'un des marchés les plus capitalisés et l'un des volumes d'échange les plus importants. Par ailleurs, il existe pour le Mexique à la fois des certificats de dépôt américains (ADR) qui sont transigés aux États-Unis et des fonds mutuels en dollars américains de titres mexicains. Tous ces facteurs devraient favoriser l'intégration. Ainsi, les résultats obtenus par les auteurs pour le Mexique pourraient être dus à une erreur de spécification.

Une autre source d'erreur de spécification pourrait se situer dans la *paramétrisation* de la dynamique de transition entre régimes. Dans le modèle de Bekaert et Harvey (1995), une hypothèse implicite est que le modèle de transition capte toute l'instabilité temporelle. Or, les paramètres qui multiplient les variables d'information qui entrent dans la fonction de transition ou dans les prix du risque pourraient être instables. Une façon de vérifier si c'est le cas serait de tester la stabilité structurelle de ces paramètres. Si les paramètres étaient stables, le modèle fournirait une caractérisation empirique satisfaisante du passage de marchés segmentés à des marchés intégrés. Par contre, si les paramètres étaient instables, le modèle caractériserait mal l'émergence des marchés boursiers moins développés. Un projet intéressant serait donc d'étendre les tests de changement structurel utilisés dans Garcia et Ghysels (1997) au modèle de Bekaert et Harvey (1995).

CONCLUSION

Dans ce survol de l'évaluation des actifs financiers sur les marchés boursiers en émergence, nous sommes parvenus à plusieurs conclusions. D'abord, les rendements des marchés boursiers en émergence et leur variabilité sont prévisibles. En effet, à la fois la moyenne et la variance conditionnelles des rendements des marchés boursiers en émergence varient dans le temps en fonction de variables d'information locale et mondiale. Pour déterminer si cette prévisibilité résultait de la variabilité prévisible des mesures de risque et des primes de risque à l'équilibre des marchés, nous avons postulé des modèles conditionnels à facteurs. Nous avons vu que selon les modèles CAPM et APT conditionnels postulés et surtout selon les tests effectués, nous parvenions à des résultats différents. Ainsi, si les tests habituels utilisés dans le cadre de la méthode GMM concluaient à la validité des modèles conditionnels, il est apparu que leur manque de puissance, notamment par rapport à des spécifications alternatives avec changement structurel, était à l'origine de ce non-rejet. Nous avons donc proposé des tests de changement structurel qui apparaissent particulièrement utiles pour des marchés où les changements de politique économique ou de réglementation sont plus fréquents que dans des pays industrialisés aux institutions bien établies. Ces tests de changement structurel rejetaient souvent les modèles qui n'étaient pas rejetés par les tests conventionnels.

Les résultats de ces tests sont fondamentaux pour se prononcer sur l'intégration ou la segmentation des marchés boursiers en émergence. Selon les modèles estimés et testés, nous parvenions à des conclusions contradictoires. Nous avons souligné que ces contradictions pouvaient être dues au postulat de base des modèles utilisés selon lequel les pays en question étaient soit intégrés soit segmentés, sans possibilité d'intégration partielle. Nous avons terminé avec un modèle proposé par Bekaert et Harvey (1995) qui offrait justement la possibilité de mesurer le degré d'intégration des divers marchés. Les mesures d'intégration obtenues pour une grande partie des pays examinés semblent correspondre aux attentes intuitives *a priori*, mais les résultats inattendus de certains pays semblent indiquer des sources d'erreurs de spécification. À ce propos, il est important de souligner que dans l'ensemble des méthodes examinées, on postulait un modèle et on vérifiait si ce modèle était conforme aux données ou non. En d'autres termes, on proposait une certaine spécification qu'on pensait valide et on testait cette spécification. En fait, une autre approche a récemment été proposée par Hansen et Jagannathan (1997). Leur méthode part du principe qu'un modèle quel qu'il soit est au départ mal spécifié et qu'il s'agit d'évaluer jusqu'à quel point il l'est. L'avantage de cette approche est de fournir une mesure d'erreur de spécification qui permet de comparer divers modèles et de trouver celui qui est le plus près d'un ensemble de données de référence. L'application d'une telle approche aux marchés boursiers en émergence apparaît comme une avenue utile de recherche afin de mieux cerner les facteurs importants dans l'évaluation des actifs financiers et leur évolution dans le temps.

BIBLIOGRAPHIE

- ANDREWS, D.W.K. (1993), « Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point », *Econometrica*, 61 : 821-856.
- BANSAL, R., D. HSIEH, et S. VISWANATHAN (1993), « A New Approach to International Arbitrage Pricing Theory », *Journal of Finance*, 48 : 1 719-1 747.
- BANSAL, R., et S. VISWANATHAN (1993), « No Arbitrage and Arbitrage Pricing: A New Approach », *Journal of Finance*, 48 : 1 231-1 262.
- BEKAERT, G., et C.R. HARVEY (1995), « Time-Varying World Market Integration », *Journal of Finance*, 50 : 403-444.
- BEKAERT, G., et C.R. HARVEY (1997), « Emerging Equity Market Volatility », *Journal of Financial Economics*, 43 : 29-78.
- BONOMO, M., et R. GARCIA (1997), « Tests of Conditional Asset Pricing Models in the Brazilian Stock Market », Cahier de recherche no 1997, C.R.D.E., Université de Montréal.
- ERRUNZA, V.R., E. LOSQ, et P. PADMANABHAN (1992), « Tests of Integration, Mild Segmentation and Segmentation Hypotheses », *Journal of Banking and Finance*, 16 : 949-972.
- FERSON, W.E., et R.A. KORAJCZYK (1995), « Do Arbitrage Pricing Models Explain the Predictability of Stock Returns? », *Journal of Business*, 68 : 455-473.
- GARCIA, R., et E. GHYSELS (1998), « Structural Change and Asset Pricing in Emerging Markets », *Journal of International Money and Finance*, 17 : 455-473.
- GHYSELS, E. (1997), « On Stable Factors in the Pricing of Risk: Do Time Varying Betas Help or Hurt? », *Journal of Finance*, à paraître.
- GHYSELS, E., et A. HALL (1990), « Are Consumption-Based Intertemporal Capital Asset Pricing Models Structural? », *Journal of Econometrics*, 45 : 121-139.
- HALL, A. (1993), « Some Aspects of Generalized Method of Moments Estimation », dans *Handbook of Statistics*, 11, sous la direction de G.S. MADDALA, C.R. RAO, et H.D. VINOD, Amsterdam, Hollande, chapitre 15.
- HANSEN, L.P. (1982), « Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators », *Econometrica*, 50 : 1 029-1 054.
- HANSEN, L.P., et R. JAGANNATHAN (1991), « Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economies », *Journal of Political Economy*, 99 : 225-262.
- HARVEY, C.R. (1991), « The World Price of Covariance Risk », *Journal of Finance*, XLVI : 111-157.
- HARVEY, C.R. (1995), « Predictable Risk and Returns in Emerging Markets », *Review of Financial Studies*, 8 : 773-816.
- NEWBY, W. (1985), « Generalized Method of Moments Specification Testing », *Journal of Econometrics*, 29 : 229-256.
- NEWBY, W., et K. WEST (1987), « A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix », *Econometrica*, 55 : 703-708.

- OGAKI, M. (1993), « Generalized Method of Moments : Econometric Applications », dans *Handbook of Statistics*, sous la direction de G.S. MADDALA, C.R. RAO, et H.D. VINOD, Amsterdam, Hollande, chapitre 17.
- RENAULT, E. (1996), « Économétrie de la finance : la méthode des moments généralisés », dans *Encyclopédie des marchés financiers*, sous la direction de Y. SIMON, Economica, Paris.
- RICHARDS, A.J. (1996), « Volatility and Predictability in National Stock Markets: How Do Emerging and Mature Markets Differ? », Working Paper, International Monetary Fund, Washington, D.C.