

Intégration des marchés boursiers d'Asie et des États-Unis Integration of the New York and the Asian Stock Markets

Lucie Samson and Fatou Diaw

Volume 71, Number 4, décembre 1995

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/602190ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/602190ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Samson, L. & Diaw, F. (1995). Intégration des marchés boursiers d'Asie et des États-Unis. *L'Actualité économique*, 71(4), 481–497.
<https://doi.org/10.7202/602190ar>

Article abstract

This paper presents an analysis of stock returns from three Asian countries, Hong-Kong, Malaysia and Singapor simultaneously with the New York Stock Exchange (NYSE). Two approaches are presented, the first relies on the specification of individuals preferences while the second treats the latter as an unobservable variable. The two approaches have led to the same empirical result, namely that the level of integration of these stock markets has increased between 1981:3 and 1993:3.

INTÉGRATION DES MARCHÉS BOURSIERS D'ASIE ET DES ÉTATS-UNIS*

Lucie SAMSON

Fatou DIAW

Département d'économie

Université Laval

RÉSUMÉ — Nous présentons dans cette étude une analyse des rendements boursiers de trois pays d'Asie, Hong-Kong, la Malaisie et Singapour, simultanément avec le marché de New York (NYSE). Deux approches sont proposées, une première qui repose sur la spécification des préférences des individus et une seconde qui modélise plutôt celles-ci comme une variable non observable. Les deux approches ont donné lieu au même résultat empirique impliquant une augmentation dans le niveau d'intégration de ces quatre marchés boursiers entre 1981 :3 et 1993 :3.

ABSTRACT — *Integration of the New York and the Asian Stock Markets.* This paper presents an analysis of stock returns from three Asian countries, Hong-Kong, Malaysia and Singapor simultaneously with the New York Stock Exchange (NYSE). Two approaches are presented, the first relies on the specification of individuals preferences while the second treats the latter as an unobservable variable. The two approaches have led to the same empirical result, namely that the level of integration of these stock markets has increased between 1981 :3 and 1993 :3.

INTRODUCTION

Au cours des dix dernières années, dans le contexte économique mondial, l'intérêt des investisseurs internationaux dans les marchés boursiers des pays asiatiques s'est accru considérablement. Cette tendance récente justifie leur appellation de marchés en « émergence » comparativement aux marchés développés (en termes de volume de transactions entre autres) des États-Unis et d'Europe. Cet intérêt s'explique par plusieurs facteurs. Mentionnons d'abord que les investisseurs veulent diversifier leur portefeuille afin de réduire le risque de perte sur leur investissement. Selon Solnik (1974), si on fait abstraction des fluctuations du taux de change, la diversification internationale de portefeuille

*Nous aimerions remercier Jean-François L'Her, Minh Chau To et les participants aux séminaires du vendredi midi du Département d'économie de l'Université Laval. Bien entendu, nous sommes seules responsables des erreurs qui pourraient rester.

réduit davantage la variabilité ou le risque que la diversification domestique. Selon cet auteur, ceci reste vrai même lorsque l'on tient compte du risque de change, mais dans une moindre mesure. Mentionnons aussi que la plupart des pays d'Asie ont récemment connu une croissance économique soutenue. Ces facteurs, combinés au fait que ces marchés ont offert des rendements très élevés depuis la seconde moitié des années quatre-vingt, ont eu pour effet d'attirer davantage les placements internationaux.

Par ailleurs, ces pays, surtout ceux du Sud-Est asiatique, possèdent un bon système de compensation des opérations entre courtiers, ce qui rassure les investisseurs qui effectuent des transactions sur les titres transigés sur ces marchés. Leung (1991) a classé onze pays du bassin du Pacifique de l'Asie selon leur niveau de développement du système de compensation, de règlement et de livraison. On distingue 3 stades ; 1) le stade préliminaire, comprenant l'Indonésie et les Philippines ; 2) le stade avancé, comprenant Hong-Kong, l'Australie, la Nouvelle-Zélande et la Malaisie et finalement, 3) le stade achevé, comprenant le Japon, la Corée, Singapour, Taïwan et la Thaïlande. Mentionnons cependant que même si le système de compensation est avancé, il n'est pas toujours possible, si on est un étranger, d'investir dans tous les marchés boursiers d'Asie sans restriction, comme le montre bien le tableau 1.

TABLEAU 1

PART AUTORISÉE AUX INVESTISSEURS ÉTRANGERS SUR LA QUANTITÉ
D'ACTIFS ET LA VALEUR DES TRANSACTIONS EFFECTUÉE PAR CES DERNIERS
SUR LES MARCHÉS BOURSIERS EN «ÉMERGENCE» (MAI 1991)

	Part de l'investisseur étranger sur la valeur des transactions boursières (%)	Part maximale des actifs autorisée à l'investisseur étranger (%)
Hong-Kong	40	NO
Indonésie	40	49
Malaisie	25	93 ^a
Philippines	50	40 ^a
Singapour	35	87 ^a
Corée du Sud	2	2.5 ^b
Taïwan	1	1 ^b
Thaïlande	25	5 ^b

NOTE: NO = sans limite, a = approximativement, b = ne permet pas aux étrangers de détenir des parts sur les actifs domestiques directement.

SOURCE: Cheung et Mak (1992)

Nous nous limitons dans cette étude à l'analyse des marchés boursiers en émergence de Hong-Kong, de la Malaisie et de Singapour. Ces trois pays ont été choisis principalement pour la part élevée (plus de 87%) disponible pour les investisseurs étrangers, mais aussi à cause du système de compensation avancé au niveau des transactions boursières. Cette sélection des marchés est essentielle puisque dans notre analyse empirique, l'hypothèse que ces marchés sont accessibles aux investisseurs étrangers sera retenue. Notre objectif principal est d'analyser le niveau d'intégration des marchés asiatiques choisis avec celui du *New York Stock Exchange* (NYSE) pour la période de février 1981 à mars 1993. Cette étude nous permettra aussi d'évaluer empiriquement les déterminants des rendements boursiers asiatiques pour les trois pays mentionnés ci-haut simultanément avec ceux des États-Unis.

L'analyse s'effectuera en deux étapes. En premier lieu, le problème de choix de portefeuille de l'individu sera spécifié dans un contexte intertemporel. À partir des conditions du premier ordre découlant de ce problème d'optimisation, une relation sera établie entre les différents taux de rendement boursiers et le taux marginal de substitution intertemporelle de la consommation d'un agent représentatif. En supposant une forme fonctionnelle pour la fonction d'utilité de l'agent, cette relation pourra être testée empiriquement.

Dans un second temps, plutôt que de spécifier une forme fonctionnelle pour caractériser l'utilité de l'individu, nous linéarisons les conditions du premier ordre en faisant l'hypothèse de l'existence d'un portefeuille de référence parfaitement corrélé avec le taux marginal de substitution intertemporelle. Ceci donne lieu à des restrictions applicables à un ensemble d'équations de prévision. Cette approche est comparable à un modèle APT (*Arbitrage Pricing Theory*) avec un facteur non observable (une variable latente). Cette seconde phase de notre étude permettra de vérifier, plus directement, la question de la prévisibilité des rendements excédentaires ainsi que le degré d'intégration du marché américain (New York) avec ceux en « émergence » d'Asie, notamment Hong-Kong, Malaisie et Singapour.

Dans les deux cas mentionnés ci-haut, une comparaison sera faite avant et après le crash boursier d'octobre 1987. Ceci revêt un intérêt particulier puisque Cheug et Ho (1991), par exemple, en examinant les comouvements entre les marchés développés et ceux d'Asie du Pacifique, ont découvert que le niveau d'intégration ne semblait pas stable dans le temps. Par ailleurs, une étude effectuée par Bhoocha-Oom et Stansell (1990) sur le degré d'harmonisation des taux d'intérêt et d'intégration des marchés boursiers des États-Unis, de Hong-Kong et de Singapour, a trouvé qu'il y avait une certaine harmonisation des mouvements boursiers dans ces pays.

Le reste du texte se déroule comme suit. La section suivante présente le modèle et les résultats qui découlent d'une spécification de la fonction d'utilité des agents. La section 2 présente les résultats de l'approche à variable latente et finalement, la dernière section présente la conclusion.

1. RELATION ENTRE RENDEMENTS DE MARCHÉ ET PRÉFÉRENCES
DANS UN CONTEXTE INTERNATIONAL

Plusieurs études ont été réalisées sur la relation entre le risque et les rendements des actifs. Deux approches principales se distinguent dans la littérature. La première, celle du CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) proposée par Sharpe (1966) et Lintner (1965), insiste sur la covariance entre les actifs individuels et le rendement du portefeuille de marché. La seconde, le CCAPM (*Consumption Capital Asset Pricing Model*) développée par Lucas (1978) et Breeden (1979), met l'emphase plutôt sur la relation entre le taux marginal de substitution intertemporelle de la consommation et les rendements. Selon cette approche, les mouvements agrégés de la consommation représentent le risque non diversifiable. Par conséquent, les rendements sur les actifs financiers doivent être évalués en fonction de leur covariance avec le taux marginal de substitution intertemporelle de la consommation agrégée.

Finalement, évoquons les études plus récentes de Epstein et Zin (1991) et Weil (1990) qui portent sur un modèle plus général avec utilité non attendue, qui incorpore comme cas particuliers le CAPM et le CCAPM. Selon ces auteurs, le consommateur-investisseur est présumé avoir une fonction d'utilité de type Kreps et Porteus, qui permet la non-indifférence au moment de la résolution de l'incertitude sur les loteries temporelles. Sous l'hypothèse que les préférences peuvent être représentées récursivement, l'utilité de l'individu dépendra de sa consommation d'aujourd'hui et de l'équivalent certain de son utilité future. Ce modèle leur a permis de distinguer le coefficient d'aversion au risque de l'élasticité de substitution intertemporelle, ce que le modèle de CCAPM ne permet pas de faire. Pour cette raison, dans cette partie de notre analyse, nous allons retenir la spécification plus générale des préférences proposées par ces auteurs.

1.1 *Le modèle*

La consommation et la sélection de portefeuille optimales sont données par la solution au problème d'optimisation dynamique suivant :

$$V_t = \max U[C_t, E_t V_{t+1}] = \left\{ (1 - \delta)C_t^{1-\rho} + \delta(E_t V_{t+1})^{\frac{1-\rho}{1-\gamma}} \right\}^{\frac{1-\gamma}{1-\rho}} \quad (1)$$

sujet à,

$$W_{t+1} = R_{M,t+1}(W_t - C_t) \quad (2)$$

et,

$$R_{M,t+1} = \sum_{i=1}^N \alpha_{i,t} R_{i,t+1} \quad (3)$$

où $U[\]$, C_t , W_t , $R_{M,t+1}$ et $\alpha_{i,t}$ sont respectivement, la fonction d'utilité instantanée, la consommation au temps t , la richesse au temps t , le rendement du portefeuille de marché entre t et $t+1$, et la part de l'actif i (choisie au temps t) dans ce portefeuille. Les parts somment à un à chaque période. Le paramètre $\gamma \geq 0$, $\gamma \neq 1$ représente le coefficient relatif d'aversion pour le risque, et $1/\rho \geq 0$, $\rho \neq 1$ est l'élasticité de substitution intertemporelle. Lorsque $\gamma = \rho \neq 1$, on retrouve l'approche CCAPM, où le risque de chaque actif est relié uniquement à sa covariance avec la consommation. Par ailleurs, quand $\gamma = 1$, la prime de risque de tout actif i est fonction uniquement de sa covariance avec le portefeuille de marché, comme dans l'approche CAPM. Le paramètre δ est un facteur subjectif d'escompte.

L'ensemble des conditions du premier ordre découlant de ce problème d'optimisation s'écrit de la façon suivante :

$$E_t \left\{ \left[\delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\rho} \right]^{\frac{1-\gamma}{1-\rho}} \left[\frac{1}{R_{M,t+1}} \right]^{1-\frac{1-\gamma}{1-\rho}} R_{i,t+1} \right\} = 1, \tag{4}$$

pour $i =$ Hong-Kong, la Malaisie, Singapour et les États-Unis, et où $R_{M,t+1}$ est un taux de rendement mondial. Pour vérifier empiriquement les restrictions imposées par ces équations d'Euler, nous allons utiliser la perspective d'un consommateur-investisseur américain. Ceci implique que la consommation sera celle de cet agent représentatif situé aux États-Unis et tous les rendements seront exprimés en devise américaine. Une discussion plus détaillée des données est présentée un peu plus loin.

Des valeurs estimées des paramètres d'intérêt sont obtenues à partir d'une estimation jointe des quatre conditions du premier ordre présentées en (4). L'estimation est faite selon la méthode des moments généralisés développée par Hansen et Singleton (1982). Réécrivons l'équation (4) de la façon suivante :

$$E_t h(X_{t+1}, b) = 0 \tag{5}$$

où X_{t+1} est un ensemble de variables en t et $t+1$, et où $b = (\delta, \gamma, \rho)'$ est le vecteur des paramètres à estimer. Définissons Z_t comme un vecteur d'instruments incluant des variables faisant partie de l'ensemble d'information de l'agent représentatif à la période t . On observe alors que :

$$E[h(X_{t+1}, b) \otimes Z_t] = 0 \tag{6}$$

où E est l'espérance inconditionnelle et \otimes est le produit Kronecker.

Le meilleur estimateur de b est celui qui minimise la somme pondérée des carrés du produit de ce vecteur d'instrument avec la fonction h . La valeur mini-

male de cette fonction objectif, J , peut être utilisée pour vérifier si les restrictions imposées par le modèle sont rejetées. La statistique J est distribuée comme une $\chi^2(n)$, où n est le nombre de degrés de liberté¹. Afin de vérifier la robustesse des résultats, quatre listes d'instruments sont utilisées lors de l'estimation du modèle.

1.2 Les données

Les données utilisées sont mensuelles et couvrent la période de février 1981 à mars 1993. Pour la consommation personnelle américaine des biens non durables plus services, voici la composition de ces deux catégories : 1) Les biens non durables sont constitués par l'alimentaire, le vêtement, les chaussures, l'essence, le pétrole, le mazout, le charbon et autres biens non durables, 2) les services comprennent le logement, les opérations de logement dont l'électricité et le gaz, les services de transport, les services médicaux et les autres services. Les données des biens non durables plus services ont été constituées par la sommation des bases de biens non durables et de services. Ces données sur la consommation américaine proviennent de la base Citicorp-Citibase. Dans les estimations, nous utilisons la consommation *per capita* qui a été désaisonnalisée, aussi avons-nous divisé la consommation agrégée par la population totale américaine.

Les taux de rendement des différents pays sont exprimés en dollars américains ; ils sont aussi mensuels et couvrent la période de février 1981 à mars 1993. Tous les rendements sont exprimés en dollars U.S. puisque nous considérons un investisseur américain qui choisit d'investir sur le marché boursier de New York et sur les marchés asiatiques tout en convertissant ses profits en dollars U.S. en fin de période.

Les taux de rendement (gain en capital seulement) représentent le rendement boursier des différents marchés, mais pour un nombre de secteurs donnés et non sur l'ensemble des secteurs cotés². La banque de données pour les rendements boursiers est la « Financial Time's Actuaries World Indices », compilée par le Financial Times Limited, Goldman Sachs et Co, and County NatWest/Wood Mackenzie conjointement avec l'Institut des Actuaires. La composition des indices boursiers nationaux doit respecter les critères de disponibilité aux investisseurs étrangers et de représentativité de l'ensemble des actifs disponibles³. Les indices utilisés comprennent 47 secteurs pour Hong-Kong, 33 secteurs pour la Malaisie, 25 secteurs pour Singapour et 524 secteurs pour les États-Unis. Les indices boursiers de chaque pays sont une somme pondérée selon la valeur des actifs transigés dans ces différents secteurs.

1. Le nombre de degrés de liberté est égal au nombre d'équations à estimer multiplié par le nombre d'instruments, moins le nombre de paramètres à estimer. Une valeur plus grande de J que la valeur critique de la $\chi^2(n)$ implique le rejet des restrictions du modèle.

2. Les taux de rendements sont égaux au changement en pourcentage dans l'indice boursier de chaque pays exprimé en \$US. Ceux-ci ne comprennent pas les versements de dividendes parce que ces derniers ne sont disponibles qu'à partir de 1985:12.

3. Pour une description plus détaillée de ces indices, voir Fischer, Suret et Lemieux (1991).

TABLEAU 2

MOYENNES ET ÉCARTS-TYPES DES RENDEMENTS RÉELS

Marché	1981 :2-1993 :3		1981 :2-1987 :9		1987 :12-1993 :3	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Hong-Kong	.731	9.54	.647	10.2	1.63	6.61
Malaisie	.278	8.28	-.093	8.44	1.42	6.47
Singapour	.492	8.09	.504	8.28	1.16	5.98
États-Unis	.577	4.51	.828	4.24	.763	3.83
Monde	.500	4.06	1.07	3.35	.204	4.00

NOTES: Les rendements réels représentent le gain de capital seulement. Les rendements sont mensuels (Eg.: 7 = 7 % par mois ou 8.4 % sur une base annuelle). Le dégonfleur utilisé pour calculer les taux réels est l'indice implicite de la consommation de biens non durables et services. Tous les rendements sont exprimés en \$ américains.

Le tableau 2 rapporte quelques statistiques concernant les rendements réels de ces marchés boursiers exprimés en devise américaine⁴. Pour toute la période pour laquelle les données sont disponibles, soit de février 1981 à mars 1993, le marché de Hong-Kong a offert le rendement réel moyen le plus élevé (.73 % par mois ou 8.9 % sur une base annuelle). Par ailleurs, ce pays a aussi présenté la volatilité la plus grande comme le révèle l'écart-type de cette variable. La plus piètre performance a été enregistrée par la Malaisie au cours de cette période. Les États-Unis ont été de loin le marché le plus stable des quatre cas considérés dans cette analyse avec un écart-type égal à environ la moitié de ceux des autres pays. Le marché américain se classe aussi second en terme de rendement réel moyen offert sur toute la période.

Le tableau 2 indique que cette plus grande stabilité du marché américain s'est maintenue entre 1987:12-1993:3, après l'épisode du crash boursier d'octobre 1987, mais dans une moindre mesure puisque les autres marchés ont vu leur volatilité réduite considérablement au cours de cette seconde sous-période. Les rendements moyens de ces trois pays d'Asie en émergence ont aussi été très élevés au cours de cette période (même pour la Malaisie). Entre 1981:2 et 1987:9, le marché américain avait dominé les trois autres en termes de taux de rendement moyen, mais cette situation a été renversée après le crash de 1987⁵. Ce

4. Les rendements nominaux sont dégonflés à l'aide de l'indice implicite des dépenses de consommation sous forme de biens non durables et de services aux États-Unis.

5. Mentionnons que cette hausse dans la valeur moyenne des rendements asiatiques après le crash boursier n'est pas dû majoritairement aux fluctuations dans la valeur de la devise américaine, puisque le même phénomène s'observe si on considère les rendements en devises locales. La même chose s'applique en ce qui concerne les écarts-types.

tableau présente aussi quelques statistiques sur un rendement mondial, disponible dans la même banque de données, et calculé à partir d'indices boursiers pondérés selon la valeur de vingt-trois pays.

TABLEAU 3
CORRÉLATIONS ENTRE LES RENDEMENTS RÉELS MENSUELS

	Hong-Kong	Malaisie	Singapour	États-Unis
Période : 1981 :2 - 1993 :3 (146 observations)				
Malaisie	.395			
Singapour	.414	.852		
États-Unis	.329	.482	.517	
Monde	.416	.512	.566	.849
Période 1981 :2 - 1987 :9 (80 observations)				
Malaisie	.171			
Singapour	.202	.868		
États-Unis	.090	.328	.341	
Monde	.206	.302	.313	.881
Période : 1987 :12 - 1993 :3 (64 observations)				
Malaisie	.531			
Singapour	.510	.719		
États-Unis	.408	.479	.565	
Monde	.488	.624	.756	.760

NOTE: Les rendements réels sont les mêmes qu'au tableau 2 et sont exprimés en devise américaine.

Le tableau 3 rapporte la matrice de corrélations instantanées entre ces différents taux de rendements pour tout l'échantillon et pour les deux sous-périodes mentionnées ci-haut. On peut y observer que toutes les corrélations ont augmenté de façon substantielle après 1987, sauf pour celles qui étaient déjà très élevées (Monde—États-Unis et Malaisie—Singapour). Cette hausse des niveaux de corrélation entre rendements boursiers semble pointer dans la direction d'une plus grande intégration des marchés financiers, de même que l'observation faite précédemment d'une plus grande harmonisation au niveau des volatilités pour

la période 1987:12-1993:3. Cette suggestion sera vérifiée à l'aide du modèle proposé plus haut dans la section qui suit.

1.3 *Les résultats*

Rappelons que les conditions du premier ordre découlant du modèle présenté plus haut consistent en un système de quatre équations, une pour chaque pays. La contrainte, que les paramètres (δ , γ , ρ) de la condition (4) doivent être les mêmes pour toutes les équations, est imposée. Ce système est estimé à l'aide de la méthode des moments généralisée (MMG) décrite ci-haut. Les quatre listes d'instruments utilisées sont : A) une constante, le taux de croissance de la consommation retardé d'une période, les rendements réels des États-Unis, de la Malaisie et de Singapour retardés d'une période ; B) les mêmes trois premières variables qu'en (A), plus le rendement retardé de Hong-Kong ; C) les deux premières variables de (A) et le rendement mondial retardé d'une période ; et D) les mêmes variables qu'en (B), plus le rendement des États-Unis et de Hong-Kong retardés de deux périodes.

TABLEAU 4

ESTIMATION DE LA CONDITION (4) PAR MMG - 1981:3-1993:3

Instruments Paramètres	Liste A	Liste B	Liste C	Liste D
δ	.999 (.007)	.995 (.005)	.996 (.007)	.997 (.007)
γ	.896 (1.54)	1.23 (1.98)	1.80 (2.38)	.913 (1.60)
ρ	.733 (3.94)	1.37 (3.14)	2.49 (4.95)	.754 (4.51)
Stat. J	15.86	7.87	3.63	17.04
Signification	.534	.852	.934	.048

NOTES: Écarts-types entre parenthèses. Pays considérés: Hong-Kong, Malaisie, Singapour et les États-Unis. Période d'estimation pour la liste D: 1981:4-1993:3.

Les résultats d'estimation pour la période 1981:3-1993:3 (145 observations) sont présentés au tableau 4. Le facteur subjectif d'escompte, δ , est estimé à une valeur raisonnable dans tous les cas entre 1.2 % et 6 % sur une base annuelle. Le coefficient d'aversion pour le risque, γ , se situe en 0.9 et 1.8, ce qui

correspond aussi à des *a priori* raisonnables. Finalement, l'élasticité de substitution intertemporelle, $1/\rho$, oscille entre environ 0.4 et 1.4, ce qui implique une faible volonté à substituer la consommation entre les périodes. Mentionnons toutefois que ces deux derniers paramètres, ρ en particulier, sont estimés avec très peu de précision. La statistique J révèle que les restrictions imposées par le modèle sont rejetées (à 5 %) marginalement pour la dernière liste d'instruments seulement. Somme toute, le modèle semble performer assez bien empiriquement, mais permet d'obtenir très peu de précision quant à la valeur des paramètres d'intérêt lorsque toutes les observations sont utilisées.

Dans ce qui suit, nous présentons les résultats de la même analyse en divisant l'échantillon en deux sous-périodes, 1981:3-1987:9 et 1988:1-1993:3. Ces résultats sont rapportés au tableau 5. Il apparaît évident à partir de ce tableau qu'une partie de l'imprécision reliée à la valeur observée ci-haut des paramètres vient du fait que l'hypothèse implicite de stabilité structurelle pour tout l'échantillon n'est pas respectée. En particulier, la première sous-période donne des valeurs estimées des paramètres qui sont en contradiction avec la concavité de la fonction d'utilité ($\gamma, \rho > 0$), impliquant nécessairement un rejet du modèle pour toutes les listes d'instruments.

Par ailleurs, on constate que la seconde sous-période génère des valeurs des paramètres qui sont en accord avec la théorie économique. Comme pour toute la période, seule la liste D conclut au rejet des restrictions du modèle dans ce cas. Cette sous-période donne lieu aussi à des estimations plus élevées du coefficient d'aversion pour le risque et plus faible de l'élasticité de substitution intertemporelle. Pour sa part, le facteur d'escompte est semblable à celui du tableau 4. Dans presque tous les cas, les paramètres sont estimés avec plus de précision pour cette partie de l'échantillon.

Ces résultats pointent dans la direction d'une plus grande intégration de ces marchés après le crash de 1987, puisque le modèle proposé repose sur l'hypothèse d'accessibilité des marchés et de possibilité de diversification internationale du risque. Sous l'hypothèse que les préférences sont restées stables dans le temps, le rejet des conditions de concavité pour la période 1981:3-1987:9 peut refléter le fait que le risque n'était pas diversifiable à ce moment au-delà du maximum légalement permis. Les rendements des pays en émergence à cette époque pouvaient tenir compte de ces risques spécifiques aux pays. Comme le modèle présenté ci-haut n'incorpore pas de facteurs spécifiques à ces pays, ceci peut contribuer à expliquer les valeurs improbables des paramètres estimés entre 1981:3 et 1987:9. Ce phénomène a semblé beaucoup moins présent au cours de la seconde sous-période puisque les paramètres estimés et la statistique J concordent en général avec le modèle proposé.

TABLEAU 5

ESTIMATION DE L'ÉQUATION (4) PAR MMG

Instruments Paramètres	Liste A	Liste B	Liste C	Liste D
Période d'estimation: 1981:3 – 1987:9				
δ	.992 (.005)	.989 (.006)	.984 (.004)	.989 (.007)
γ	-1.20 (1.59)	-1.88 (2.11)	-12.87 (17.09)	-1.48 (1.52)
ρ	-2.43 (2.01)	-3.31 (3.29)	-.552 (1.70)	-5.04 (4.62)
Stat. J	12.99	11.05	6.73	15.84
Signification	.737	.606	.666	.070
Période d'estimation: 1988:1 – 1993:3				
δ	.999 (.004)	.995 (.005)	.997 (.003)	.986 (.011)
γ	3.75 (2.64)	2.45 (3.28)	8.27 (8.01)	2.02 (1.36)
ρ	3.41 (2.40)	2.49 (3.12)	4.51 (6.19)	4.36 (4.80)
Stat. J	20.64	17.32	6.54	23.02
Signification	.243	.185	.685	.006

NOTES: Écarts-types entre parenthèses. Pays considérés: Hong-Kong, Malaisie, Singapour et les États-Unis. Périodes d'estimation pour la liste D: 1981:4-1987:9 et 1988:2-1993:3.

2. UNE APPROCHE À VARIABLE NON OBSERVABLE

Dans cette section, nous allons supposer que la fonction d'utilité qui caractérise les préférences des individus n'est pas observable. Cette procédure permet d'éviter que le modèle soit rejeté à cause d'une mauvaise spécification des préférences (comme pour la première sous-période peut-être), mais, par conséquent, elle ne donne pas autant d'information sur certains paramètres qui pourraient être d'intérêt.

2.1 Relation entre les rendements excédentaires

Il est possible d'écrire la condition (4) de la façon suivante :

$$E_t \left\{ M_{t+1} \frac{P_t}{P_{t+1}} R_{i,t+1}^N \right\} = 1 \quad (7)$$

où M_{t+1} est la variable implicite qui caractérise le risque de tout actif i (le taux marginal de substitution intertemporelle de la consommation dans l'approche CCAPM, et où $(P_t / P_{t+1}) R_{i,t+1}^N = R_{i,t+1}$, avec $R_{i,t+1}^N =$ rendement brut nominal de l'actif i entre les périodes t et $t+1$ et P_t le niveau général des prix à la période t . Ceci permet de reformuler l'équation (7) ainsi :

$$E_t \left\{ m_{t+1} R_{i,t+1}^N \right\} = 1 \quad (8)$$

où $m_{t+1} = M_{t+1} P_t / P_{t+1}$. Dans le cas d'un actif sans risque cette condition donne lieu à l'expression suivante,

$$E_t \left\{ m_{t+1} \right\} R_{s,t+1}^N = 1 \quad (9)$$

où $R_{s,t+1}^N$ représente le rendement brut nominal de l'actif sûr connu avec certitude à la période t . Nous allons supposer dans ce qui suit que l'investisseur représentatif a la possibilité d'investir dans un portefeuille de référence (composé possiblement de tous les actifs en circulation) dont le rendement est donné par $R_{r,t+1}^N$ et qui est parfaitement corrélé avec la variable caractérisant le risque m_{t+1} . Sous cette hypothèse, le rendement de ce portefeuille de référence devient,

$$R_{r,t+1}^N = \frac{m_{t+1}}{E_t(m_{t+1}^2)} \quad (10)$$

En manipulant les équations (8), (9) et (10), on obtient alors la relation suivante :

$$E_t \left(R_{i,t+1}^N - R_{s,t+1}^N \right) = \beta_i E_t \left(R_{r,t+1}^N - R_{s,t+1}^N \right) \quad (11)$$

où $\beta_i = \text{cov}(R_{i,t+1}^N, R_{r,t+1}^N) / \text{var}(R_{r,t+1}^N)$ ⁶. Cette équation stipule que le rendement excédentaire de tout actif i par rapport au rendement de l'actif sûr est proportionnel au rendement excédentaire du portefeuille de référence. Étant donné que ce dernier rendement excédentaire n'est pas observable, l'hypothèse addition-

6. Nous avons fait l'hypothèse ici que la variance et la covariance sont constantes dans le temps.

nelle est faite que celui-ci est une fonction linéaire d'un vecteur de variable Y_t , d'ordre N connues à la période t . Nous aurons alors,

$$E_t(R_{r,t+1}^N - R_{s,t+1}^N) = \phi' Y_t \quad (12)$$

où ϕ' est un vecteur de coefficients associés aux variables faisant partie de Y_t . Ensemble les équations (11) et (12) donnent lieu au système suivant :

$$r_{t+1} = \Omega Y_t + \eta_{t+1} \quad (13)$$

où r_{t+1} est un vecteur colonne dont l'élément typique est $(R_{i,t+1}^N - R_{s,t+1}^N)$, Ω est une matrice de coefficients avec élément typique $\beta_i \phi_n$ et η_{t+1} est un vecteur de résidus. Tous ces paramètres sont identifiés en autant que l'on normalise par rapport à un actif (le premier dans notre cas) en imposant $\beta_1 = 1$. Le système d'équations (13) impose donc un total de $(I-1)(N-1)$ restrictions. Celles-ci impliquent que les rendements excédentaires évoluent tous de façon proportionnelle les uns par rapport aux autres.

2.2 Spécification empirique et résultats

Dans l'analyse qui suit, comme tous les rendements boursiers sont exprimés en devise américaine, les rendements mensuels excédentaires sont calculés par rapport au taux offert sur un actif sûr américain de maturité comparable (le papier commercial des sociétés de 30 jours). Les variables retenues pour faire partie de l'ensemble Y_t sont une constante, une variable dichotomique pour le mois de janvier, l'écart entre les rendements offerts par un bon américain de 10 ans et l'actif sûr de court terme (*spread*), le rapport dividendes/prix sur le *Standard and Poors (div)*, le changement dans le taux de court terme (30 jours, $\Delta R_{s,t}^N$) et le changement dans le taux de long terme (10 ans, $\Delta R_{l,t}^N$). Ces variables sont considérées parce que des études ont démontré qu'elles peuvent avoir un certain pouvoir de prévision au niveau des primes de risque⁷.

Ainsi le système d'équation (13), dans le contexte qui nous intéresse, se réécrit de la façon suivante :

$$r_{t+1}^{E.U.} = \lambda_0 + \lambda_1 janvier_t + \lambda_2 spread_t + \lambda_3 div_t + \lambda_4 \Delta R_{s,t}^N + \lambda_5 \Delta R_{l,t}^N + \varepsilon_{t+1}^{E.U.}$$

$$r_{t+1}^i = \beta_i [\lambda_0 + \lambda_1 janvier_t + \lambda_2 spread_t + \lambda_3 div_t + \lambda_4 \Delta R_{s,t}^N + \lambda_5 \Delta R_{l,t}^N] + \varepsilon_{t+1}^i \quad (14)$$

pour $i =$ Hong-Kong, Malaisie et Singapour. Ce système est estimé à l'aide de la méthode des moments généralisée décrite plus haut⁸.

7. Voir Fama et French (1988), Campbell (1987) et Campbell et Shiller (1988).

8. La liste d'instruments utilisée est constituée des variables qui apparaissent du côté droit de l'équation (14). La valeur de départ des β_i est unitaire, elle est nulle pour les λ_j .

TABLEAU 6

MODÈLE À VARIABLE NON OBSERVABLE, ÉQUATION (14): 1981:3-1993:3

Paramètres								
λ_0	=	-.010 (.016)	λ_3	=	2.34 (4.28)	β_{HK}	=	1.68 (.596)
λ_1	=	.032 (.012)	λ_4	=	5.53 (5.43)	β_{MA}	=	.657 (.318)
λ_2	=	2.44 (1.94)	λ_5	=	-35.1 (11.7)	β_{SI}	=	.964 (.262)
J(15) = 13.7						Niveau de signification = 0.55		

NOTES: Méthode d'estimation : MMG. Écarts-types entre parenthèses.

Les résultats d'estimation pour la période 1981:3 - 1993:3 sont rapportés au tableau 6. Ce tableau indique que pour l'ensemble des pays considérés, seuls la variable de janvier et le changement dans le taux de long terme ont un assez grand pouvoir de prévision des rendements excédentaires. Par ailleurs, on observe aussi que les β_i estimés confirment ce que le tableau 2 avait déjà montré au sujet des rendements moyens, et ce en dépit du fait qu'ils s'appliquent à la partie prévisible des rendements excédentaires uniquement⁹. La statistique $J = 13.7$ (.55) indique pour sa part que les restrictions du modèle, contraignant les quatre rendements excédentaires à évoluer proportionnellement, ne sont pas rejetées.

Le tableau 7 présente les résultats des mêmes estimations pour les sous-périodes 1981:3-1987:9 et 1988:1-1993:3. On peut constater que les restrictions du modèle sont acceptées plus aisément pour la seconde sous-période avec un niveau de signification de 0.74 comparativement à 0.59. Par ailleurs, on constate aussi que les valeurs des β_i sont plus rapprochées les unes des autres après 1987 qu'avant le crash boursier. En début de période, le β_i de la Malaisie est même négatif, impliquant une covariance négative (avec le portefeuille de référence) pour ce pays. Sauf pour le cas de Hong-Kong, les β_i ne sont cependant pas statistiquement différents de zéro pour la première partie de l'échantillon, alors qu'ils le sont tous pour la période 1988:1-1993:3. Cette évidence empirique, tout comme celle présentée à la section précédente, semble pencher dans la direction

9. Des régressions linéaires non contraintes effectuées à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires révèlent que les variables composant le vecteur Y_t ont un pouvoir « explicatif » inférieur à 10 % dans tous les cas. Cette valeur correspond à ce qui est généralement observé dans cette littérature.

d'une plus grande intégration de ces 3 marchés boursiers d'Asie en émergence avec celui des États-Unis depuis la fin des années quatre-vingt.

TABLEAU 7

MODÈLE À VARIABLE NON OBSERVABLE, ÉQUATION (14)

Période: 1981:3-1987:9								
λ_0	=	.011 (.016)	λ_3	=	-2.84 (3.90)	β_{HK}	=	1.95 (1.00)
λ_1	=	.014 (.010)	λ_4	=	9.86 (5.21)	β_{MA}	=	-.226 (.575)
λ_2	=	3.92 (2.10)	λ_5	=	-23.9 (10.7)	β_{SI}	=	.378 (.367)
J(15) = 13.2						Niveau de signification = 0.59		
Période: 1988:1-1993:3								
λ_0	=	-.047 (.027)	λ_3	=	15.9 (8.82)	β_{HK}	=	1.99 (.565)
λ_1	=	.031 (.011)	λ_4	=	6.53 (7.59)	β_{MA}	=	.734 (.433)
λ_2	=	2.50 (1.83)	λ_5	=	-4.45 (13.7)	β_{SI}	=	2.09 (.574)
J(15) = 11.24						Niveau de signification = 0.74		

notes : Méthode d'estimation : MMG. Écarts-types entre parenthèses.

CONCLUSION

Dans cette étude, nous avons analysé les déterminants des rendements boursiers de trois marchés d'Asie en émergence, Hong-Kong, la Malaisie et Singapour, simultanément avec le marché de New York. Dans un premier temps, nous avons imposé les restrictions découlant d'un modèle d'optimisation inter-temporelle dans un contexte international sous l'hypothèse que les préférences de l'agent-type sont décrites par une fonction d'utilité non attendue à la Epstein et Zin (1991), et Weil (1990). Cette analyse a permis de constater que

ces marchés ont semblé plus intégrés après le crash boursier d'octobre 1987 qu'avant celui-ci.

Dans un second temps, le degré d'intégration des marchés a été vérifié à l'aide d'un modèle à variable non observable. Cette méthodologie a l'avantage de ne pas reposer sur une spécification explicite des préférences. Les résultats obtenus ont toutefois été semblables à ceux dérivés à partir de l'approche avec forme fonctionnelle. Après 1987, nous n'avons pas trouvé de support empirique favorisant l'hypothèse de segmentation des marchés. Ces résultats nous permettent de conclure que les marchés boursiers d'Asie en émergence qui font preuve d'une grande ouverture face à l'investissement étranger, ont vu leur niveau d'intégration avec les marchés développés (le NYSE en particulier) augmenter au cours de la dernière décennie.

BIBLIOGRAPHIE

- BHOOCHA-OOM, A, et S.R. STANSELL (1991), « A Study of International Financial Market Integration; an Examination of the U.S., Hong Kong and Singapor Markets », *The Journal of Business Finance and Accounting*, 17: 193-212.
- BREEDEN, D. (1979), « An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities », *Journal of Financial Economics*, 7: 265-296.
- CAMPBELL, J.Y. (1987), « Stock Returns and the Term Structure », *Journal of Financial Economics*, 18: 373-399.
- CAMPBELL, J.Y., et R.J. SHILLER (1988), « Stock Prices, Earnings and Expected Dividends », *Journal of Finance*, 43: 661-676.
- CHEUNG Y.L., et Y.K. HO (1991), « The Intertemporal Stability of the Relationship between the Asian Emerging Equity Market and the Developed Equity Market », *Journal of Business Finance and Accounting*, 18: 235-254.
- CHEUNG, L.-Y., et C.-S. MAK (1992), « The International Transmission of Stock Markets and Fluctuations between the Developed Markets and the Asian-Pacific Markets », *Applied Financial Economics*, 2: 43-47.
- EPSTEIN, G.L., et E. ZIN (1991), « Substitution, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis », *Journal of Political Economy*, 99.
- FAMA, E.F., et K.R. FRENCH (1988), « Dividend Yields and Expected Stock Returns », *Journal of Financial Economics*, 22: 3-25.
- FISCHER, K.P., J.M. SURET, et P. LEMIEUX (1991), « Dynamic International Portfolio Diversification: The Canadian Perspective », miméo, *Faculté des sciences de l'administration*, Université Laval.

- HANSEN, et SINGLETON (1982), « Generalized Instrumental Variables Estimation of Non Linear Rational Expectations Models », *Econometrica*, 50 : 1269-1286.
- LEUNG, I.C.W. (1991), « Clearing and Settlement Systems in Asia-Pacific Markets and their Future Development », *Rapport de la bourse de Hong Kong*.
- LINTNER, J. (1965), « The Valuation of Risk Asset Pricing Theory's Tests, Part I », *Journal of Financial Economics*, 4 : 129-176.
- LUCAS, R. Jr. (1978), « Asset Pricing in an Exchange Economy », *Econometrica*, 46 : 1429-1446.
- SHARPE, W.F. (1966), « Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Condition of Risk », *Journal of Finance*, 19 : 425-442.
- SOLNIK, H.B. (1974), « Why Not Diversify Internationally Rather than Domestically », *Financial Analysts Journal*, juillet-août, 48 : 48-54.
- WEIL, P. (1990), « Nonexpected Utility in Macroeconomics », *Quarterly Journal of Economics*, 105 : 29-42.