

# Anomalies de marché, indicateurs macro-économiques et rendement des titres des marchés émergents d'Asie

## Stock Market Anomalies, Economic Indicators and Stock Returns in Asian Emerging Markets

Richard Guay, Jean-François L'Her et Jean-Marc Suret

Volume 71, numéro 4, décembre 1995

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/602188ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/602188ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Guay, R., L'Her, J.-F. & Suret, J.-M. (1995). Anomalies de marché, indicateurs macro-économiques et rendement des titres des marchés émergents d'Asie. *L'Actualité économique*, 71(4), 421–454. <https://doi.org/10.7202/602188ar>

Résumé de l'article

Dans cet article, nous analysons la relation entre les rendements des actions, leur risque systématique et les principales anomalies de marché, dans huit marchés émergents d'Asie. Les effets de taille, de ratio cours/bénéfice, du ratio de la valeur comptable à la valeur marchande ainsi que l'effet janvier sont analysés. Les modèles employés prennent en compte le caractère conditionnel des relations. L'examen des relations entre le rendement des titres et les variables spécifiques aux entreprises est mené en tenant compte des changements structurels importants relatifs à la libéralisation des marchés émergents. L'étude teste finalement les relations précédentes en prenant en compte les conditions macro-économiques changeantes qui caractérisent les pays émergents.

## ANOMALIES DE MARCHÉ, INDICATEURS MACRO-ÉCONOMIQUES ET RENDEMENT DES TITRES DES MARCHÉS ÉMERGENTS D'ASIE\*

Richard GUAY

*Caisse de dépôt et de placement du Québec et CIRANO*

Jean-François L'HER

*HEC et CIRANO*

Jean-Marc SURET

*CRÉFA, Université Laval et CIRANO*

RÉSUMÉ — Dans cet article, nous analysons la relation entre les rendements des actions, leur risque systématique et les principales anomalies de marché, dans huit marchés émergents d'Asie. Les effets de taille, de ratio cours/bénéfice, du ratio de la valeur comptable à la valeur marchande ainsi que l'effet janvier sont analysés. Les modèles employés prennent en compte le caractère conditionnel des relations. L'examen des relations entre le rendement des titres et les variables spécifiques aux entreprises est mené en tenant compte des changements structurels importants relatifs à la libéralisation des marchés émergents. L'étude teste finalement les relations précédentes en prenant en compte les conditions macro-économiques changeantes qui caractérisent les pays émergents.

ABSTRACT — *Stock Market Anomalies, Economic Indicators and Stock Returns in Asian Emerging Markets*. This paper analyses the relationship between stock returns, systematic risk and stock market anomalies in eight Asian emerging markets. The size effect, the price/earnings, the book to market anomalies, and the January effect are examined. The models allow for the conditional aspects of the relationships. The structural changes induced by the liberalization process are considered in the model, together with the main economic indicators.

---

\*Cette recherche a été réalisée grâce à l'aide du programme d'analyse et de recherche économiques appliquées au développement international (PARADI), qui est financé par l'Agence canadienne de développement international (ACDI) dans le cadre du Programme conjoint de centres d'excellence. Les institutions affiliées à PARADI sont le Centre de recherche et de développement en économie (CRDE) de l'Université de Montréal et le Centre de recherche en économie et finance appliquées (CRÉFA) de l'Université Laval. L'acquisition et la mise en place des bases de données a également bénéficié de l'aide du Conseil canadien de recherches en sciences humaines, du Fonds FCAR et du Centre d'études en administration internationale (CETAI). Nous remercions Pierre Lemieux qui a effectué un important travail de programmation ainsi que Laurence Arnoux et André Houle pour leur aide dans la vérification et le traitement des données. Les auteurs peuvent être contactés à CIRANO, 2020 Université, Montréal H3A 2A5. Tél : (514) 985-4030 ; E.mail : SURETJ@cirano.umontreal.ca.

## INTRODUCTION

Les marchés émergents ont connu un essor extrêmement important ces dernières années. Des facteurs internes et externes ont favorisé l'arrivée de flux de capitaux importants (Gooptu, 1993). Des changements structurels internes, notamment le processus de libéralisation de ces marchés, ont permis l'augmentation rapide des capitaux domestiques et étrangers investis en bourse. L'intégration des marchés des pays industrialisés, en réduisant les bénéfices de la diversification internationale entre ces pays, a conduit les investisseurs à explorer les marchés des pays moins développés. Ces divers facteurs ont contribué à la croissance rapide des indices boursiers des pays émergents et au succès des fonds communs d'investissement spécialisés dans ces marchés. Toutefois, malgré une croissance très importante, la part des fonds investis par les investisseurs institutionnels des pays industrialisés est encore très faible. Chuhan (1994) l'évalue à 0,2 % de l'actif total sous gestion et à moins de 5 % des actions ordinaires étrangères détenues. Tesar et Werner (1993) observent que la proportion allouée par les investisseurs institutionnels américains aux titres des marchés émergents correspond approximativement à la part de ces marchés dans la capitalisation mondiale. La réticence des investisseurs institutionnels à accroître leurs investissements semble liée à la perception qu'ils ont de l'efficacité de ces marchés.

Les marchés émergents sont perçus par les investisseurs institutionnels des pays industrialisés comme des marchés spéculatifs où les prix et la volatilité ne sont pas induits par des facteurs fondamentaux (Demirgüç-Kunt et Levine, 1993). La qualité de l'information publique disponible sur les titres individuels est jugée relativement faible et les investisseurs, tant au niveau domestique qu'étranger, considèrent qu'il est nécessaire de disposer d'information privée pour investir des montants plus importants (Claessens, Dasgupta et Glen (CDG), 1995). Globalement, le degré d'efficacité informationnelle des marchés des pays émergents est considéré comme faible et constitue le frein le plus important à l'arrivée de nouveaux flux de capitaux (Chuhan, 1994). Le niveau d'efficacité réel de ces marchés devient donc un important sujet d'étude.

Jusqu'à présent, les chercheurs se sont surtout intéressés à la performance et à la volatilité des indices de marché des pays émergents et l'on ne connaît presque rien des facteurs spécifiques permettant de prévoir les rendements des titres individuels. En particulier, le phénomène des anomalies de marché, largement étudié aux États-Unis, a suscité peu de travaux portant sur les marchés émergents. Les résultats de ces travaux, essentiellement limités à la Corée et à Taïwan, sont d'ailleurs contradictoires. En Corée, Kim, Chung et Pyun (1992) identifient un effet janvier, mais concluent que les effets taille et bénéfice/cours (E/P) sont instables et non significatifs en moyenne. Cheung, Leung et Wong (1994) observent, dans le même pays, des effets taille, E/P et janvier significatifs. À Taïwan, Ma et Shaw (1990) mettent en évidence des effets taille et E/P, tous deux liés à un effet janvier. Enfin, Chou et Johnson (1990) n'observent ni saisonnalité ni effet de taille. Ils reconnaissent toutefois l'existence d'un effet E/P.

Ces études reposent sur des échantillons divers et utilisent des méthodologies disparates. Elles ne permettent donc pas de tirer de conclusions générales quant au fonctionnement des marchés émergents. En ce sens, l'étude de CDG, qui utilise une base de données commune et applique la même méthodologie dans vingt marchés émergents est particulièrement intéressante. CDG observent peu d'effets de taille et de saisonnalité, mais la présence d'autocorrélation des rendements leur permet d'affirmer que ceux-ci sont partiellement prévisibles. L'étude proposée ici permet une analyse plus approfondie des relations entre les rendements des titres et un ensemble de variables spécifiques aux entreprises (bêta et anomalies de marché), dans huit marchés émergents d'Asie et du Pacifique. La réduction de l'échantillon à un sous-ensemble de pays permet d'éviter les problèmes considérables que pose l'interprétation de ratios incluant des valeurs comptables dans des contextes d'hyper-inflation communs aux pays d'Amérique latine. L'étude se distingue de celle de CDG sous plusieurs dimensions. En premier lieu, la méthodologie utilisée permet de tester, pour chacun des marchés émergents considérés, les relations entre le rendement des titres et des variables spécifiques aux entreprises en tenant compte de l'instabilité des relations. En effet, les études antérieures estiment des effets moyens, alors que les marchés émergents sont caractérisés par une grande volatilité. En second lieu, l'examen des relations entre le rendement des titres et les variables spécifiques aux entreprises est mené en tenant compte des changements structurels importants relatifs à la libéralisation des marchés émergents. Enfin, l'étude teste les relations précédentes en prenant en compte les conditions macro-économiques changeantes qui caractérisent les pays émergents.

La structure de l'article est la suivante. La première partie est consacrée aux relations entre les rendements boursiers d'actions ordinaires des pays émergents asiatiques et des variables spécifiques aux entreprises examinées. La seconde partie traite des effets de la libéralisation des marchés, ainsi que de l'impact des variables macro-économiques sur les relations analysées dans la première partie.

## 1. RENDEMENTS ET VARIABLES SPÉCIFIQUES

De nombreux travaux se sont attachés à prévoir les rendements des titres à partir de données spécifiques aux entreprises. Sur les marchés nord-américains, des travaux récents montrent que le bêta ne joue aucun rôle dans l'explication des différences entre les rendements. La relation entre le bêta et les rendements serait horizontale (Fama et French, (FF), 1992). Ces conclusions semblent toutefois remises en cause lorsque les bêtas sont calculés à l'aide de données annuelles (Kothary, Shanken et Sloan, 1995) ou lorsqu'on adopte une forme conditionnelle du CAPM (Jagannathan et Wang, 1993 ; Pettengill *et al.*, 1995). Par ailleurs, diverses variables identifiées comme anomalies de marché permettraient de prévoir partiellement les rendements boursiers. La taille des entreprises mesurée par la capitalisation boursière est reliée négativement au rendement des titres (FF aux États-Unis ; Calvet et Lefoll, 1989, au Canada). Le ratio

de la valeur comptable à la valeur marchande des fonds propres est relié positivement au rendement (Fairfield et Harris, 1993 et FF, 1992). Enfin, le ratio bénéfice/cours est relié positivement au rendement (Jaffe, Keim et Westerfield, 1989). Cette première partie de l'étude porte sur la prévision des rendements mensuels des actions ordinaires des pays émergents asiatiques (Corée, Inde, Indonésie, Malaisie, Pakistan, Philippines, Taïwan et Thaïlande) à l'aide de ces variables spécifiques aux entreprises mesurées le mois précédent.

### 1.1 Analyse descriptive

Les données proviennent de l'*Emerging Markets Data Base* (EMDB) de l'*International Finance Corporation* (IFC). Les données mensuelles qui ont été utilisées sont disponibles pour tous les pays étudiés jusqu'en décembre 1992. La période d'observation commence en décembre 1975 pour trois pays (l'Inde, la Corée et la Thaïlande), en décembre 1984 pour quatre pays (la Malaisie, le Pakistan, les Philippines et Taïwan) et en décembre 1989 pour l'Indonésie. Toutefois, le bêta étant estimé sur 24 mois, les périodes d'étude de chacun des pays en sont réduites d'autant.

Les variables spécifiques retenues pour expliquer les rendements sont celles définies par FF :

- $R_{jt}$  = Rendement mensuel du titre  $j$ , calculé de la manière suivante :  $R_{jt} = (P_{jt} + D_{jt}) * FA_{jt} / P_{jt-1}$  où  $P_{jt}$  est le prix du titre en fin de mois,  $D_{jt}$  le dividende versé au cours du mois, et  $FA_{jt}$  le facteur d'ajustement permettant de prendre en compte les fractionnements,
- $R_{ft}$  = Taux de rendement de l'actif sans risque, tiré des statistiques financières du FMI. L'annexe 1 précise la nature du taux utilisé dans chacun des pays étudiés,
- $\beta_{jt-1}$  = Risque systématique du titre, calculé à partir des rendements bruts des titres et des indices de marché de l'EMDB, au cours des 24 mois qui précèdent le mois de l'analyse<sup>1</sup>,
- $\ln(ME)_{j,t-1}$  = Logarithme népérien de la capitalisation boursière (ME, *Market Equity*),
- $BE/ME_{j,t-1}$  = Valeur comptable des fonds propres par action la plus récente rapportée au prix du titre (*Book equity to Market equity*),
- $E^+/P_{j,t-1}$  = Ratio du bénéfice reporté sur les 12 derniers mois au prix de fin de mois, lorsque le bénéfice est positif et 0 autrement (*Earning to Price*),
- $E/P_{dum}$  = Variable binaire prenant la valeur 1 lorsque le ratio bénéfice / cours est négatif et 0 autrement.

1. L'utilisation de périodes d'estimations plus longues (48 mois), ne modifie pas les résultats mais réduit sensiblement le nombre d'observations. Les techniques de calcul des bêtas par portefeuilles (à la *Fama-McBeth*) n'ont pas été utilisées en raison du nombre limité d'observations disponibles.

Les ratios *Book Equity to Market Equity* et *Earnings to Price* sont directement tirés de la base de données EMDB. Celle-ci présente la particularité, par rapport aux bases de données conventionnelles, de rapporter ces données sur la base des valeurs divulguées. En effet, les ratios présentés dans cette base sont modifiés lorsque l'entreprise annonce ses bénéfices ou la valeur comptable de ses actions, généralement lors de la divulgation du rapport annuel. Une telle caractéristique présente à la fois un avantage et une difficulté. L'avantage découle du fait que les résultats de l'étude ne peuvent être influencés par le *look ahead bias*, qui survient lorsque l'on utilise dans un modèle de prévision au temps  $t$  une donnée qui ne sera effectivement connue qu'en  $t+n$ . C'est le cas, par exemple, lorsqu'on considère que les bénéfices sont connus dès la fin de l'exercice financier, alors qu'ils ne sont divulgués que plusieurs mois après la clôture de l'exercice. Pour éviter ce biais, les chercheurs décalent généralement les données pour tenir compte d'un délai de publication. Nous n'avons pas à prendre en compte ce problème. Par contre, l'analyse des données proposées par EMDB met en évidence le caractère non systématique du traitement, qui découle vraisemblablement d'habitudes de divulgations diverses. Certains bénéfices semblent annuels alors que d'autres sont trimestriels.

Les tableaux 1 et 2 rapportent les principales caractéristiques des ratios *BE/ME* et *E/P* pour chacune des années et chacun des pays. Le ratio de la valeur comptable à la valeur marchande des actions est le résultat d'influences diverses. En effet, il peut être influencé par les pratiques comptables autant que par les anticipations des agents ou les conditions économiques. Les principes comptables influencent la valeur comptable, par exemple en permettant ou en interdisant la réévaluation des éléments d'actif immobilisé. Les anticipations des agents influencent les anticipations de flux monétaires liés à la valeur marchande alors que les conditions économiques, et notamment les taux d'intérêt, modifient à la fois les flux anticipés et les taux d'actualisation. Il n'est donc pas étonnant d'observer, aux tableaux 1 et 2, que les distributions de ces ratios dans les marchés émergents sont à la fois diverses et volatiles.

La variable *BE/ME* fait apparaître des données extrêmes négatives surprenantes. Au minimum, le ratio atteint -3,45 en Corée en 1990 et ce phénomène concerne jusqu'à 5 % de l'échantillon en Inde en 1991. En principe, ce ratio devrait être positif, puisqu'une valeur comptable négative correspond à une situation de faillite. Des valeurs extrêmes limitent la validité de la moyenne comme mesure de tendance centrale ; les médianes seront donc utilisées pour poursuivre l'analyse. Les disparités sont importantes d'un pays à l'autre : en 1991, la médiane se situe à 1,02 en Corée, à 0,64 aux Philippines alors que les valeurs correspondantes sont de l'ordre de 0,26 en Inde et 0,28 au Pakistan (au Canada, ce ratio se situe entre 0,50 et 0,70). Les médianes augmentent au fil des ans en Corée et se réduisent en Malaisie. Les différences observées entre les pays et, pour un même pays, entre diverses années sont difficilement explicables et devraient faire l'objet de travaux ultérieurs.

TABLEAU 1

PRINCIPAUX PARAMÈTRES DES DISTRIBUTIONS DES RATIOS DE LA VALEUR COMPTABLE  
À LA VALEUR MARCHANDE (*BE/ME*) PAR PAYS ET PAR ANNÉE

Année	Observ.	Moyenne	Max.	Min.	% Nég.	Écart-type	Quart. 1	Médiane	Quart. 3
<b>Corée</b>									
1986	23	1,2778	7,6923	0,1838	0,00	1,8027	0,3759	0,4926	0,9709
1987	21	0,5891	1,5385	0,0978	0,00	0,3682	0,3268	0,4525	0,8130
1988	58	0,4247	2,0000	0,0726	0,00	0,3461	0,2445	0,3300	0,4274
1989	59	0,5077	2,4390	0,0898	0,00	0,3444	0,3534	0,4329	0,5348
1990	62	0,7127	3,0303	-3,4483	1,61	0,6943	0,5319	0,7118	0,8547
1991	73	1,1955	3,5714	0,5587	0,00	0,6226	0,7874	1,0204	1,3514
1992	81	1,0372	2,8571	0,2558	0,00	0,4316	0,8130	0,8929	1,1765
<b>Inde</b>									
1986	22	0,5952	1,3514	0,0974	0,00	0,3710	0,3058	0,4739	0,8197
1987	40	1,0003	3,3333	0,1443	0,00	0,6916	0,4878	0,8065	1,3274
1988	39	0,5331	1,5625	0,0651	0,00	0,2774	0,3300	0,4831	0,6803
1989	59	0,4597	1,5152	0,0667	0,00	0,2709	0,2427	0,4016	0,5435
1990	57	0,4575	1,2195	0,0688	0,00	0,3035	0,2404	0,3546	0,6329
1991	60	0,2700	1,2048	-2,7027	5,00	0,5145	0,1684	0,2628	0,4435
1992	62	0,2967	2,7027	-2,0833	4,84	0,5274	0,1379	0,2265	0,4329
<b>Indonésie</b>									
1989	56	0,2052	1,0000	0,0233	0,00	0,2069	0,0742	0,1181	0,2500
1990	72	0,3847	0,9174	0,0642	0,00	0,1999	0,2513	0,3553	0,4963
1991	66	0,7576	3,0303	0,0407	0,00	0,4418	0,5155	0,6897	0,9009
1992	63	0,7708	3,1250	0,0847	0,00	0,4768	0,4951	0,7092	0,9091
<b>Malaisie</b>									
1984	36	0,5792	1,4286	0,1887	0,00	0,2968	0,3846	0,5000	0,6667
1985	39	0,6938	1,6667	0,1695	0,00	0,3324	0,4762	0,5882	1,0000
1986	40	0,9928	2,5000	0,2381	0,00	0,6081	0,4773	0,9545	1,3393
1987	40	1,0650	2,5000	0,2128	0,00	0,6471	0,5882	0,9545	1,4286
1988	62	0,7274	2,5000	0,1149	0,00	0,4539	0,4000	0,6458	0,9091
1989	62	0,5459	5,0000	0,1190	0,00	0,6667	0,2703	0,4083	0,6250
1990	62	0,4702	1,3333	-1,4286	1,61	0,3553	0,2882	0,4902	0,6289
1991	62	0,4998	0,9709	-0,0183	1,61	0,2437	0,2959	0,5212	0,6667
1992	62	0,5179	1,3333	-0,4785	1,61	0,3280	0,2717	0,4717	0,7353

TABLEAU 1 (suite)

Année	Observ.	Moyenne	Max.	Min.	% Nég.	Écart-type	Quart.1	Médiane	Quart. 3
<b>Pakistan</b>									
1986	44	0,7696	3,0303	0,2347	0,00	0,4993	0,4857	0,6231	0,9841
1987	47	0,7153	2,5000	-1,6393	4,26	0,5484	0,5102	0,7143	0,8547
1988	48	0,7626	2,9412	0,2020	0,00	0,4366	0,4939	0,7143	0,8131
1989	50	0,8054	2,0000	0,1934	0,00	0,4167	0,5376	0,7248	1,0309
1990	48	0,8182	2,4390	0,1894	0,00	0,5009	0,4712	0,6494	1,0208
1991	53	0,3417	1,1236	0,0700	0,00	0,2141	0,1825	0,2778	0,4032
1992	58	0,3819	1,3699	0,0369	0,00	0,2845	0,1838	0,3086	0,4630
<b>Philippines</b>									
1984	16	2,1404	3,7037	0,3356	0,00	1,0177	1,2897	2,2727	2,8175
1985	16	2,8909	5,2632	0,9346	0,00	1,2660	1,9231	2,6389	3,7241
1988	18	0,5383	1,9608	0,0158	0,00	0,4573	0,3155	0,4032	0,5952
1989	18	0,4578	1,2346	0,1495	0,00	0,2461	0,3077	0,4229	0,5556
1990	29	0,7027	2,0408	0,0589	0,00	0,5116	0,4310	0,5128	0,8264
1991	30	0,7496	1,7857	0,1401	0,00	0,4823	0,4098	0,6416	1,0000
1992	30	0,6647	1,9608	0,1271	0,00	0,4752	0,2667	0,5953	0,9615
<b>Taiwan</b>									
1984	29	0,7362	1,1364	0,3802	0,00	0,2283	0,5405	0,7042	0,9434
1985	30	0,8303	2,5000	0,5025	0,00	0,3944	0,5780	0,7436	0,9091
1986	29	0,7051	1,4085	0,4525	0,00	0,2123	0,5650	0,6369	0,7813
1987	30	0,4935	0,9615	0,2695	0,00	0,2001	0,3636	0,4238	0,5525
1988	62	0,2668	0,8772	0,0082	0,00	0,1638	0,1818	0,2427	0,3401
1989	62	0,1480	0,3968	0,0032	0,00	0,0875	0,0769	0,1452	0,2174
1990	64	0,4046	1,2346	0,0093	0,00	0,2810	0,1979	0,3754	0,5450
1991	69	0,3557	0,5814	0,0738	0,00	0,1354	0,2283	0,3745	0,4717
1992	70	0,5549	1,1494	0,1439	0,00	0,2437	0,3356	0,5465	0,7194
<b>Thaïlande</b>									
1986	10	1,0207	1,7544	0,3268	0,00	0,4444	0,7752	0,9767	1,2658
1987	9	1,0813	3,7037	0,2653	0,00	1,0575	0,3891	0,9434	1,0417
1988	19	0,7122	2,4390	0,1479	0,00	0,5718	0,3584	0,4975	0,8403
1989	29	0,4738	1,8868	0,0460	0,00	0,4352	0,1597	0,2857	0,6993
1990	34	0,5882	2,0000	0,0623	0,00	0,4255	0,3185	0,4414	0,8000
1991	43	0,5124	1,6949	0,1189	0,00	0,3256	0,3021	0,3953	0,7463
1992	51	0,4709	1,3158	0,1059	0,00	0,2557	0,2817	0,4237	0,6211



Le ratio  $E/P$  est également influencé par divers facteurs. Il présente une importance particulière, puisqu'il est souvent employé comme un estimateur du coût de financement dans un pays donné (MacCauley et Zimmer, 1989), qui est lui-même un important facteur de la compétitivité d'une économie. Le tableau 2 montre des différences importantes entre les pays. Celles-ci sont toutefois moindres que celles que l'on peut observer au niveau du ratio  $BE/ME$ . La médiane des distributions varie au fil des ans. Elle est généralement élevée en Indonésie et en Thaïlande (9,36 et 7,18 % en 1991, respectivement) mais faible en Corée, en Inde et en Malaisie (la médiane est de l'ordre de 4 % en 1991). Au Canada, ce ratio se situe entre 5 et 7 %. Ces différences et leurs conséquences au niveau du coût du financement représentent d'importants sujets d'études qui ont été laissés en attente. La proportion des ratios négatifs est très élevée dans certains pays et tend à augmenter : elle dépasse 20 % en Malaisie de 1987 à 1990, et se situe autour de 15 % à Taïwan et en Corée au cours des dernières années. Les ratios négatifs traduisent des situations de pertes nettes, pour des titres qui sont toujours négociés. Leur fréquence traduit donc une situation de risque élevé.

### 1.2 Rendements, bêta et anomalies de marché

Afin d'évaluer dans quelle mesure des variables spécifiques aux entreprises permettent de prévoir les rendements boursiers, les primes de risque mensuelles associées au bêta et aux anomalies de marché sont estimées, pour chacun des pays, à l'aide du modèle suivant :

$$R_{jt} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^K \alpha_k X_{jkt-1} + \epsilon_{jt} \quad (1)$$

où  $j = 1, \dots, N$ ,  $t = 1, \dots, T$  et  $k = 1, \dots, K$  représentent respectivement les entreprises, les mois et les variables explicatives utilisées.  $X_{jkt-1}$  désigne le bêta ou une anomalie de marché mesurés le mois précédent et les  $\alpha_k$  représentent des paramètres moyens que l'on cherche à estimer.

Il existe plusieurs méthodes d'estimation des primes de risque. La première, utilisée par FF, consiste à estimer d'abord les paramètres mensuellement, puis à en effectuer la moyenne arithmétique. Elle n'a pas été retenue ici, puisqu'elle accorde à chacun des paramètres estimés le même poids dans le calcul de la moyenne, quelle que soit la précision de l'estimation. La méthode préconisée par Huang et Litzenberger (1988) (HL) comporte également deux étapes. Elle permet d'estimer les primes de risque moyennes avec plus de précision, puisque les coefficients mensuels sont pondérés en fonction de la précision de leur estimation. Finalement, les coefficients du modèle (1) peuvent être estimés en une seule étape (en *pooling*) en groupant l'ensemble des observations (entreprises/mois). Les méthodes de HL et du *pooling* sont employées successivement dans cette étude.

TABLEAU 2

PRINCIPAUX PARAMÈTRES DES DISTRIBUTIONS DES RATIOS DU BÉNÉFICE AU COURS  
(*EARNINGS TO PRICE*), PAR PAYS ET PAR ANNÉE

Année	Observ.	Moyenne	Max.	Min.	% Nég.	Écart-type	Quart.1	Médiane	Quart. 3
<b>Corée</b>									
1986	21	0,0663	0,2000	0,0129	0,00	0,0488	0,0352	0,0461	0,0826
1987	19	0,0533	0,1205	0,0272	0,00	0,0242	0,0331	0,0439	0,0654
1988	57	0,0314	0,0800	0,0011	0,00	0,0200	0,0180	0,0287	0,0472
1989	57	0,0425	0,1408	0,0031	0,00	0,0286	0,0195	0,0332	0,0633
1990	59	0,0518	0,1754	0,0024	0,00	0,0365	0,0220	0,0469	0,0658
1991	72	0,0333	0,1931	-0,7042	15,28	0,1079	0,0200	0,0454	0,0760
1992	80	0,0278	0,3378	-0,5747	18,75	0,1033	0,0125	0,0351	0,0654
<b>Inde</b>									
1986	22	0,1111	0,3311	0,0190	0,00	0,0835	0,0587	0,0821	0,1441
1987	40	0,1098	0,3559	0,0058	0,00	0,0780	0,0642	0,0874	0,1255
1988	35	0,0629	0,1776	0,0039	0,00	0,0362	0,0376	0,0561	0,0760
1989	53	0,0713	0,1894	0,0158	0,00	0,0388	0,0442	0,0641	0,0836
1990	55	0,0614	0,2232	-0,2174	1,82	0,0567	0,0351	0,0556	0,0789
1991	60	0,0027	0,1152	-0,7813	13,33	0,1592	0,0201	0,0342	0,0637
1992	62	-0,0218	0,1220	-1,8182	14,52	0,2530	0,0175	0,0305	0,0497
<b>Indonésie</b>									
1989	54	0,0254	0,0714	-0,0085	1,85	0,0175	0,0125	0,0198	0,0345
1990	72	0,0489	0,1704	-0,0456	1,39	0,0327	0,0291	0,0433	0,0590
1991	66	0,0998	0,2625	-0,0375	1,52	0,0540	0,0585	0,0936	0,1314
1992	63	0,0906	0,2273	-0,0612	1,59	0,0512	0,0569	0,0805	0,1198
<b>Malaisie</b>									
1984	35	0,0426	0,2273	-0,4167	5,71	0,0924	0,0187	0,0429	0,0746
1985	39	0,0461	0,1075	-0,0769	7,69	0,0374	0,0183	0,0455	0,0758
1986	40	0,0112	0,1099	-0,2857	17,50	0,0702	0,0091	0,0251	0,0449
1987	40	-0,0201	0,0901	-0,4762	32,50	0,1176	-0,0268	0,0212	0,0448
1988	62	-0,0667	0,0820	-2,0000	37,10	0,3009	-0,0373	0,0280	0,0429
1989	62	0,0116	0,0855	-0,1923	20,97	0,0571	0,0128	0,0255	0,0380
1990	62	0,0222	0,1028	-0,1520	22,58	0,0505	0,0060	0,0343	0,0462
1991	62	0,0437	0,1531	-0,1224	6,45	0,0401	0,0320	0,0433	0,0589
1992	62	0,0393	0,1247	-0,3922	6,45	0,0629	0,0316	0,0413	0,0583

TABLEAU 2 (suite)

Année	Observ.	Moyenne	Max.	Min.	% Nég.	Écart-type	Quart.1	Médiane	Quart. 3
<b>Pakistan</b>									
1986	39	0,1627	0,7143	0,0050	0,00	0,1273	0,0794	0,1266	0,2222
1987	47	-0,1432	0,3509	-10,000	19,15	1,4958	0,0424	0,1221	0,2160
1988	41	0,1299	0,4292	-0,2198	2,44	0,0969	0,0789	0,1344	0,1754
1989	47	0,1214	0,3953	-0,2410	10,64	0,1259	0,0644	0,1089	0,1890
1990	48	0,1449	0,3300	-0,0854	2,08	0,0837	0,0917	0,1336	0,2026
1991	54	0,0583	0,1812	-0,0402	5,56	0,0409	0,0376	0,0561	0,0740
1992	57	0,0275	0,1828	-0,7407	10,53	0,1385	0,0341	0,0538	0,0696
<b>Philippines</b>									
1984	16	0,2255	1,3333	-0,9804	12,50	0,5084	0,1799	0,2324	0,3460
1985	16	0,0656	0,8264	-2,8571	12,50	0,8100	0,0968	0,2434	0,3390
1988	18	0,0411	0,1667	-0,6061	16,67	0,1721	0,0615	0,0980	0,1057
1989	18	0,1022	0,3448	0,0347	0,00	0,0778	0,0492	0,0873	0,1096
1990	29	0,0756	0,3086	-0,2625	6,90	0,1083	0,0354	0,0788	0,1441
1991	30	0,0850	0,1923	0,0171	0,00	0,0545	0,0296	0,0821	0,1175
1992	30	0,0153	0,2070	-0,5263	10,00	0,1484	0,0040	0,0447	0,0776
<b>Taiwan</b>									
1984	28	0,0932	0,1495	0,0347	0,00	0,0305	0,0742	0,0990	0,1200
1985	27	0,0575	0,1085	0,0017	0,00	0,0310	0,0271	0,0586	0,0826
1986	28	0,0787	0,1120	0,0019	0,00	0,0225	0,0698	0,0807	0,0921
1987	29	0,0796	0,1377	0,0220	0,00	0,0246	0,0636	0,0732	0,0965
1988	62	0,0412	0,1764	0,0062	0,00	0,0258	0,0217	0,0418	0,0552
1989	61	0,0218	0,0740	0,0006	0,00	0,0176	0,0082	0,0164	0,0350
1990	63	0,0308	0,1125	-0,0921	12,70	0,0346	0,0170	0,0373	0,0514
1991	69	0,0319	0,1271	-0,0461	13,04	0,0309	0,0108	0,0294	0,0501
1992	70	0,0384	0,2632	-0,3378	18,57	0,0670	0,0173	0,0459	0,0693
<b>Thaïlande</b>									
1986	10	0,0809	0,1179	0,0267	0,00	0,0290	0,0643	0,0781	0,1099
1987	9	0,0959	0,1200	0,0767	0,00	0,0130	0,0907	0,0934	0,1027
1988	19	0,1105	0,2494	0,0515	0,00	0,0475	0,0810	0,0974	0,1205
1989	28	0,0728	0,1898	0,0220	0,00	0,0425	0,0383	0,0607	0,1072
1990	34	0,1171	0,2358	0,0067	0,00	0,0541	0,0707	0,1097	0,1712
1991	43	0,0781	0,2004	0,0202	0,00	0,0395	0,0507	0,0718	0,1049
1992	51	0,0680	0,1460	-0,0106	1,96	0,0296	0,0510	0,0668	0,0844

### 1.2.1 Estimation en 2 étapes

Dans une première étape, les coefficients  $\alpha_{kt}$  sont estimés pour chacun des mois de janvier 1986 à décembre 1992, soit 84 mois au maximum en raison du décalage temporel entre la mesure du rendement  $R_{jt}$  et les variables  $X_{jkt-1}$ . En fait, 84 mois sont disponibles pour la Corée, 72 pour l'Inde, la Malaisie, Taïwan et la Thaïlande et 60 pour les Philippines. La période d'analyse se limite à 12 mois pour l'Indonésie et le Pakistan. Dans une seconde étape, les primes de risque relatives au bêta et aux anomalies de marché sont estimées en calculant la moyenne pondérée des coefficients mensuels<sup>2</sup>. L'hypothèse nulle voulant que les primes moyennes ne diffèrent pas de 0 est vérifiée à l'aide de tests qui permettent de pondérer chaque coefficient par l'inverse de sa variance<sup>3</sup> (HL, 1988 : 318).

Les coefficients moyens et les tests t correspondants apparaissent dans la colonne 1 des tableaux 3 à 10. Globalement, les résultats concernant le bêta sont conformes aux résultats récents obtenus aux États-Unis par FF. La prime de risque associée au bêta est négative et non significative pour 6 des 8 pays considérés. Elle est significative et négative au Pakistan, où la période d'analyse est toutefois très courte. Il n'existerait donc pas de relation positive entre le rendement et le risque systématique des titres des marchés émergents. Cette affirmation mérite toutefois d'être nuancée, dans la mesure où une seule technique d'estimation de la prime de risque a été employée.

Aux États-Unis, la taille et le ratio valeur comptable sur valeur marchande des fonds propres dominent toutes les autres anomalies de marché (FF). Pour les pays émergents asiatiques, la prime de risque associée à la taille n'est négative que dans 2 cas sur 8 (et significative seulement pour l'Indonésie). Ce résultat est contraire à celui obtenu dans les pays industrialisés, où la prime estimée est généralement négative, mais en accord avec celui de CDG. Comme le soulignent ces auteurs, les titres répertoriés dans la base de données *EMDB* sont ceux dont la capitalisation boursière est la plus élevée. Il est alors difficile de mettre en évidence un effet taille, faute d'une variance suffisante dans les tailles des

---

2. Le coefficient moyen est une moyenne pondérée des coefficients mensuels (poids=wt) permettant d'améliorer la précision des estimés des primes de risque moyennes :

$$\hat{a}_k = \sum_{t=1}^T w_t \hat{a}_{kt} \text{ où } w_t = \text{Var}^{-1}(\hat{a}_{kt}) / \sum_{t=1}^T \text{Var}^{-1}(\hat{a}_{kt})$$

où  $T$  représente le nombre total de mois étudiés.

3. Le calcul de la variance du coefficient et du test  $t$  correspondant s'effectuent comme suit :

$$\text{Var}(\hat{a}_k) = \sum_{t=1}^T w_t^2 \text{Var}(\hat{a}_{kt}) \text{ et } t = \hat{a}_k / \sqrt{\text{Var}(\hat{a}_k)}$$

observations. La prime de risque associée au ratio  $BE/ME$  est négative pour 7 des 8 pays considérés (dont 5 significatifs). Ce résultat va également à l'encontre de celui attendu, mais est conforme aux résultats obtenus par CDG<sup>4</sup>.

Les études américaines se rapportant à l'étude du ratio  $E/P$  distinguent les bénéfices négatifs des bénéfices positifs dans la mesure où la relation généralement observée a une forme en U (FF). Ces auteurs observent que les primes de risque associées à  $E^+/P$  et  $E/P_{dum}$  sont positives et significatives lorsque cette anomalie est analysée isolément. Lorsque d'autres anomalies sont introduites, les primes demeurent généralement positives, mais ne sont plus significatives. La prime de risque associée au ratio  $E/P$  dans les pays émergents asiatiques est négative dans 7 cas sur 8 (dont 5 significatives). Ce résultat va donc à l'encontre de ceux généralement observés dans les pays industrialisés. Par ailleurs, la prime de risque associée à  $E/P_{dum}$  est également négative dans 7 cas sur 8 (dont 2 significatives). Ce résultat est également contraire à celui observé aux États-Unis, mais conforme à celui constaté au Canada.

De façon générale, les anomalies de marché dans les pays émergents asiatiques paraissent jouer, en moyenne, un rôle *inverse* à celui observé aux États-Unis. Toutefois, l'examen des résultats mensuels (non rapportés) met en évidence l'extrême instabilité des relations qui s'inversent fréquemment d'un mois à l'autre. Ainsi, même si les anomalies permettent d'obtenir des modèles de prévision des rendements dont le coefficient de détermination moyen est de l'ordre de 40 %<sup>5</sup> (28 % en Malaisie, 52,8 % en Inde et 80 % en Thaïlande), elles ne paraissent jouer aucun rôle systématique. Cette instabilité des coefficients (ordonnée à l'origine et pentes), qui accentue le problème de prévision des rendements boursiers des titres des pays émergents asiatiques, est mise en évidence lors de l'estimation en *pooling*.

4. Comme FF, CDG utilisent un test où les coefficients mensuels sont équipondérés, quel que soit le degré de précision avec lequel ils ont été estimés.

5. Le coefficient de détermination moyen est calculé selon la méthode proposée par Jagannathan et Wang (1994):

$$R^2 = \frac{\sum_{t=1}^T SCE_t}{\sum_{t=1}^T SCT_t}$$

où  $SCE$  et  $SCT$  représentent respectivement les sommes des carrés expliqués et des carrés totaux.

TABLEAU 3

## CORÉE

CŒFFICIENTS ET TESTS STATISTIQUES DES ESTIMATIONS DE LA RÉGRESSION DES TAUX DE RENDEMENT ANNUELS DES ACTIONS DE LA CORÉE SUR LA CAPITALISATION ( $ME$ ), LE RATIO VALEUR COMPTABLE / VALEUR MARCHANDE ( $BE/ME$ ) DES FONDS PROPRES, UNE VARIABLE BINAIRE INDIQUANT LES BÉNÉFICES NÉGATIFS ( $E/P DUM$ ) ET LE RATIO DES BÉNÉFICES POSITIFS AU PRIX DE FIN D'EXERCICE ( $E+/P$ ), DE JANVIER 1986 À DÉCEMBRE 1992, (2704 OBSERVATIONS)

	Modèle 1		Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
	Estimation en deux étapes	Estimation par pooling	Pooling avec variables binaires mensuelles	Pooling avec effet janvier et libéralisation	Pooling avec données économiques
Ordonnée	-0,126 (-6,6)*	0,009 (0,3)		0,006 (0,2)	0,171 (4,7)*
$B\beta$	-0,011 (-1,6)	0,022 (2,5)*	0,015 (2,3)*	0,022 (2,5)*	0,004 (0,5)
$\ln(ME)$	0,008 (5,2)*	0,000 (0,0)	0,003 (1,8)	0,000 (0,0)	0,006 (2,5)*
$BE/ME$	0,014 (0,5)	-0,018 (-4,2)*	-0,007 (-2,0)*	-0,018 (-4,1)*	-0,009 (-2,1)*
$E/P (Dum)$	-0,003 (-0,5)	-0,002 (-0,2)	-0,000 (-0,0)	-0,002 (-0,2)*	0,002 (0,2)
$E+/P$	-0,001 (-0,0)	-0,023 (-0,4)	-0,023 (-0,5)	-0,023 (-0,4)	-0,094 (-1,6)
Janvier				0,019 (2,2)*	0,014 (1,6)
Libéralisation				0,001 (0,1)	0,032 (4,3)*
Variables macroéconomiques continues					
$R_f$					0,002 (1,6)
$TERM$					-0,015 (-9,4)*
$PIBR$					0,175 (2,6)*
$IPC$					-0,014 (-3,0)*
$R^2$	0,346	0,011	0,537	0,048	0,069
F		6,956	5,484	11,395	18,271

TABLEAU 4  
INDE

COEFFICIENTS ET TESTS STATISTIQUES DES ESTIMATIONS DE LA RÉGRESSION DES TAUX DE RENDEMENT ANNUELS DES ACTIONS DE L'INDE SUR LA CAPITALISATION (*ME*), LE RATIO VALEUR COMPTABLE / VALEUR MARCHANDE (*BE/ME*) DES FONDS PROPRES, UNE VARIABLE BINAIRE INDIQUANT LES BÉNÉFICES NÉGATIFS (*E/P DUM*) ET LE RATIO DES BÉNÉFICES POSITIFS AU PRIX DE FIN D'EXERCICE (*E+/P*), D'AVRIL 1986 À DÉCEMBRE 1992, (3018 OBSERVATIONS)

	Modèle 1		Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
	Estimation en deux étapes	Estimation par <i>pooling</i>	<i>Pooling</i> avec variables binaires mensuelles	<i>Pooling</i> avec effet janvier et libéralisation	<i>Pooling</i> avec données économiques
Ordonnée	0,01 (0,4)	-0,008 (-0,3)		-0,025 (-0,9)	-0,182 (-3,5)*
<i>Bêta</i>	0,001 (0,2)	0,027 (3,2)*	0,033 (5,4)*	0,027 (3,3)*	0,029 (3,6)
Ln( <i>ME</i> )	0,003 (1,3)	0,006 (1,8)	0,005 (2,0)*	0,005 (1,7)	0,005 (1,6)
<i>BE/ME</i>	-0,020 (-3,0)*	-0,027 (-3,0)*	-0,020 (-3,1)*	-0,024 (-2,7)*	-0,027 (-3,2)*
<i>E/P (Dum)</i>	-0,056 (-4,3)*	-0,029 (-1,6)	-0,016 (-1,2)	-0,030 (-1,6)	-0,034 (-1,8)
<i>E+/P</i>	-0,327 (-4,5)*	-0,194 (-3,3)*	-0,138 (-3,2)*	-0,201 (-3,4)*	-0,182 (-3,1)*
<i>Janvier</i>				-0,009 (-0,7)*	-0,031 (-2,3)*
<i>Libéralisation</i>				0,053 (7,5)*	0,044 (6,2)*
Variables macroéconomiques continues					
<i>Rf</i>					0,005 (8,5)*
<i>TERM</i>					0,008 (2,6)*
<i>PIBR</i>					0,277 (7,4)*
<i>IPC</i>					0,013 (3,0)*
R <sup>2</sup>	0,528	0,021	0,513	0,031	0,086
F		14,036	14,736	8,102	25,775

TABLEAU 5  
INDONÉSIE

CÉFFICIENTS ET TESTS STATISTIQUES DES ESTIMATIONS DE LA RÉGRESSION DES TAUX DE RENDEMENT ANNUELS DES ACTIONS DE L'INDONÉSIE SUR LA CAPITALISATION ( $ME$ ), LE RATIO VALEUR COMPTABLE / VALEUR MARCHANDE ( $BE/ME$ ) DES FONDS PROPRES, UNE VARIABLE BINAIRE INDIQUANT LES BÉNÉFICES NÉGATIFS ( $E/P$   $DUM$ ) ET LE RATIO DES BÉNÉFICES POSITIFS AU PRIX DE FIN D'EXERCICE ( $E+/P$ ), DE DÉCEMBRE 1991 À DÉCEMBRE 1992, (565 OBSERVATIONS)

	Modèle 1		Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
	Estimation en deux étapes	Estimation par <i>pooling</i>	<i>Pooling</i> avec variables binaires mensuelles	<i>Pooling</i> avec effet janvier et libéralisation	<i>Pooling</i> avec données économiques
Ordonnée	0,128 (2,7)*	0,128 (2,2)*		0,108 (1,9)	
$B\grave{e}ta$	-0,002 (-0,2)	0,035 (2,4)*	0,030 (2,2)*	0,032 (2,2)*	
$\ln(ME)$	-0,008 (-2,2)*	0,008 (-1,6)	0,005 (-1,1)	-0,006 (-1,4)	
$BE/ME$	-0,023 (-2,2)	-0,029 (-2,2)*	-0,021 (-1,71)	-0,025 (-1,9)	
$E/P$ ( $Dum$ )	-0,041 (-1,2)*	-0,079 (-1,7)	-0,067 (-1,6)	-0,070 (-1,6)	
$E+/P$	-0,311 (-2,8)*	-0,322 (-2,3)*	-0,296 (-2,3)*	-0,334 (-2,4)*	
<i>Janvier</i>				0,107 (4,9)*	
$R^2$	0,177	0,021	0,196	0,070	
F		3,366	2,869	6,967	



TABLEAU 6  
MALAISIE

COEFFICIENTS ET TESTS STATISTIQUES DES ESTIMATIONS DE LA RÉGRESSION DES TAUX DE RENDEMENT ANNUELS DES ACTIONS DE LA MALAISIE SUR LA CAPITALISATION (*ME*), LE RATIO VALEUR COMPTABLE / VALEUR MARCHANDE (*BE/ME*) DES FONDS PROPRES, UNE VARIABLE BINAIRE INDIQUANT LES BÉNÉFICES NÉGATIFS (*E/P DUM*) ET LE RATIO DES BÉNÉFICES POSITIFS AU PRIX DE FIN D'EXERCICE (*E+/P*), DE DÉCEMBRE 1986 À DÉCEMBRE 1992, (3193 OBSERVATIONS)

	Modèle 1		Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
	Estimation en deux étapes	Estimation par <i>pooling</i>	<i>Pooling</i> avec variables binaires mensuelles	<i>Pooling</i> avec effet janvier et libéralisation	<i>Pooling</i> avec données économiques
Ordonnée	-0,029 (-2,6)*	-0,009 (-0,5)		-0,014 (-0,7)	-0,049 (-1,7)
<i>Bêta</i>	-0,006 (-1,4)	0,013 (2,0)*	0,008 (1,6)	0,012 (1,9)	0,016 (2,5)*
Ln( <i>ME</i> )	0,006 (5,2)*	0,006 (2,5)*	0,003 (2,0)*	0,006 (2,7)*	0,008 (3,5)*
<i>BE/ME</i>	-0,009 (-2,9)*	-0,010 (-2,0)*	-0,008 (-2,1)*	-0,011 (-2,1)*	-0,013 (-2,5)*
<i>E/P (Dum)</i>	-0,014 (-3,0)*	-0,011 (-1,5)	-0,006 (-1,1)	-0,011 (-1,4)	-0,007 (-0,9)
<i>E+/P</i>	-0,176 (-3,2)*	-0,480 (-4,9)*	-0,306 (-3,9)*	-0,475 (-4,9)*	-0,382 (-3,7)*
<i>Janvier</i>				0,053 (6,2)*	-0,060 (7,1)*
<i>Libéralisation</i>				-0,012 (-1,7)	-0,010 (-1,4)
Variables macroéconomiques continues					
<i>Rf</i>					0,009 (6,3)*
<i>TERM</i>					-0,003 (-1,0)
<i>PIBR</i>					-0,057 (-1,8)
<i>IPC</i>					0,051 (6,6)*
R <sup>2</sup>	0,279	0,012	0,442	0,042	0,055
F		8,705	6,009	11,552	16,084

TABLEAU 7  
PAKISTAN

COEFFICIENTS ET TESTS STATISTIQUES DES ESTIMATIONS DE LA RÉGRESSION DES TAUX DE RENDEMENT ANNUELS DES ACTIONS DU PAKISTAN SUR LA CAPITALISATION ( $ME$ ), LE RATIO VALEUR COMPTABLE / VALEUR MARCHANDE ( $BE/ME$ ) DES FONDS PROPRES, UNE VARIABLE BINAIRE INDIQUANT LES BÉNÉFICES NÉGATIFS ( $E/P_{DUM}$ ) ET LE RATIO DES BÉNÉFICES POSITIFS AU PRIX DE FIN D'EXERCICE ( $E+/P$ ), DE DÉCEMBRE 1991 À DÉCEMBRE 1992, (2919 OBSERVATIONS)

	Modèle 1		Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
	Estimation en deux étapes	Estimation par <i>pooling</i>	<i>Pooling</i> avec variables binaires mensuelles	<i>Pooling</i> avec effet janvier et libéralisation	<i>Pooling</i> avec données économiques
Ordonnée	0,068 (1,8)	-0,018 (-1,5)		-0,012 (-1,1)	-0,185 (-2,3)*
$B\grave{e}ta$	-0,039 (-2,7)*	0,012 (3,7)*	0,011 (4,1)*	0,011 (3,4)*	0,011 (3,5)*
$\ln(ME)$	0,000 (0,0)	0,009 (5,4)*	0,007 (4,3)*	0,010 (5,7)*	0,009 (5,0)*
$BE/ME$	-0,020 (-1,1)	-0,011 (-2,7)*	-0,010 (-2,8)*	-0,011 (-2,6)*	-0,011 (-2,6)*
$E/P (Dum)$	-0,036 (-1,6)	-0,033 (-3,8)*	-0,021 (-2,8)*	-0,036 (-4,1)*	-0,037 (-4,3)*
$E+/P$	-0,450 (-3,2)*	-0,115 (-4,1)*	-0,082 (-3,2)*	-0,121 (-4,3)*	-0,118 (-4,2)*
<i>Janvier</i>				-0,006 (-0,9)	-0,010 (-1,4)
<i>Libéralisation</i>				-0,037 (-7,0)*	-0,041 (-7,6)*
Variables macroéconomiques continues					
$Rf$					-0,007 (-5,9)*
$TERM$					0,023 (2,4)*
$PIBR$					-0,003 (-0,3)*
$IPC$					-0,001 (-6,6)*
$R^2$	0,358	0,036	0,318	0,083	0,079
F		23,036	14,890	23,858	22,651

TABLEAU 8  
PHILIPPINES

Coefficients et tests statistiques des estimations de la régression des taux de rendement annuels des actions des Philippines sur la capitalisation ( $ME$ ), le ratio valeur comptable / valeur marchande ( $BE/ME$ ) des fonds propres, une variable binaire indiquant les bénéfices négatifs ( $E/P_{DUM}$ ) et le ratio des bénéfices positifs au prix de fin d'exercice ( $E+/P$ ), de février 1987 à décembre 1992, (1150 observations)

	Modèle 1		Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
	Estimation en deux étapes	Estimation par <i>pooling</i>	<i>Pooling</i> avec variables binaires mensuelles	<i>Pooling</i> avec effet janvier et libéralisation	<i>Pooling</i> avec données économiques
Ordonnée	0,039 (1,4)	0,033 (1,2)		0,030 (1,0)	
$\beta$	-0,001 (-0,1)	0,010 (1,0)	0,010 (1,1)	0,012 (1,2)	
$\ln(ME)$	0,003 (1,0)	0,005 (1,3)	0,004 (1,2)	0,004 (1,2)	
$BE/ME$	-0,041 (-3,9)*	-0,040 (-3,2)*	-0,031 (-2,7)*	-0,039 (-3,1)*	
$E/P (Dum)$	-0,022 (-1,6)	-0,040 (-2,0)*	-0,042 (-2,35)	-0,039 (-1,9)	
$E+/P$	-0,204 (-2,5)*	-0,401 (-5,0)*	-0,379 (-4,9)*	-0,390 (-4,8)*	
<i>Janvier</i>				0,011 (0,7)	
<i>Libéralisation</i>				0,017 (1,5)	
$R^2$	0,457	0,041	0,373	0,081	
F		10,832	10,335	9,178	

TABLEAU 9

## TAÏWAN

CŒFFICIENTS ET TESTS STATISTIQUES DES ESTIMATIONS DE LA RÉGRESSION DES TAUX DE RENDEMENT ANNUELS DES ACTIONS DE LA TAÏWAN SUR LA CAPITALISATION ( $ME$ ), LE RATIO VALEUR COMPTABLE / VALEUR MARCHANDE ( $BE/ME$ ) DES FONDS PROPRES, UNE VARIABLE BINAIRE INDIQUANT LES BÉNÉFICES NÉGATIFS ( $E/P_{DUM}$ ) ET LE RATIO DES BÉNÉFICES POSITIFS AU PRIX DE FIN D'EXERCICE ( $E+/P$ ), DE DÉCEMBRE 1986 À DÉCEMBRE 1992, (2915 OBSERVATIONS)

	Modèle 1		Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
	Estimation en deux étapes	Estimation par <i>pooling</i>	<i>Pooling</i> avec variables binaires mensuelles	<i>Pooling</i> avec effet janvier et libéralisation	<i>Pooling</i> avec données économiques
Ordonnée	0,008 (0,4)	0,130 (3,0)*		0,115 (2,7)*	
$B\acute{e}ta$	-0,010 (-1,7)	0,051 (3,5)*	0,071 (4,5)*	0,012 (3,3)*	
$\ln(ME)$	-0,001 (-0,6)	-0,010 (-2,7)*	-0,001 (-0,2)	-0,009 (-2,5)*	
$BE/ME$	-0,042 (-4,6)*	-0,137 (-6,7)*	-0,133 (-4,6)*	-0,136 (-6,7)*	
$E/P (Dum)$	-0,004 (-0,8)	-0,037 (-2,4)*	-0,065 (-0,9)	-0,036 (-2,4)*	
$E+/P$	-0,040 (-0,7)	-0,299 (-2,3)*	-0,625 (-3,3)*	-0,333 (-2,6)*	
<i>Janvier</i>				0,087 (6,7)*	
<i>Libéralisation</i>				0,044 (4,0)*	
$R^2$	0,437	0,027	0,759	0,086	
F		17,385	11,333	22,793	

TABLEAU 10  
THAÏLANDE

COEFFICIENTS ET TESTS STATISTIQUES DES ESTIMATIONS DE LA RÉGRESSION DES TAUX DE RENDEMENT ANNUELS DES ACTIONS DE LA THAÏLANDE SUR LA CAPITALISATION (*ME*), LE RATIO VALEUR COMPTABLE / VALEUR MARCHANDE (*BE/ME*) DES FONDS PROPRES, UNE VARIABLE BINAIRE INDIQUANT LES BÉNÉFICES NÉGATIFS (*E/P DUM*) ET LE RATIO DES BÉNÉFICES POSITIFS AU PRIX DE FIN D'EXERCICE (*E+/P*), DE JANVIER 1986 À DÉCEMBRE 1992, (1284 OBSERVATIONS)

	Modèle 1		Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
	Estimation en deux étapes	Estimation par <i>pooling</i>	<i>Pooling</i> avec variables binaires mensuelles	<i>Pooling</i> avec effet janvier et libéralisation	<i>Pooling</i> avec données économiques
Ordonnée	0,023 (0,2)	-0,045 (-1,3)		-0,058 (-1,6)	0,016 (0,3)
<i>Bêta</i>	-0,058 (-1,5)	0,002 (0,3)	0,013 (2,1)*	0,002 (0,2)	-0,003 (-0,3)
Ln( <i>ME</i> )	0,006 (0,5)	0,013 (3,6)*	0,011 (3,7)*	0,014 (4,0)*	0,010 (1,8)
<i>BE/ME</i>	-0,063 (-1,8)	0,005 (0,5)	-0,004 (-0,5)	0,005 (0,6)	-0,016 (-1,2)
<i>E/P (Dum)</i>	0,210 (2,1)*	-0,001 (-0,0)	-0,000 (-0,0)	-0,012 (-0,2)	-0,026 (-0,3)
<i>E+/P</i>	0,359 (0,5)	-0,554 (-5,3)*	-0,169 (-2,0)*	-0,514 (-4,9)*	-0,496 (-3,3)*
<i>Janvier</i>				0,045 (3,4)*	0,046 (2,4)*
<i>Libéralisation</i>				-0,039 (-3,9)*	-0,039 (-2,2)*
Variables macroéconomiques continues					
<i>Rf</i>					0,003 (1,0)
<i>TERM</i>					-0,001 (-0,4)
<i>PIBR</i>					0,037 (0,8)
<i>IPC</i>					-0,010 (-0,9)
R <sup>2</sup>	0,801	0,038	0,482	0,068	0,087
F		11,032	7,600	7,721	5,847

### 1.2.2 Estimation en pooling

Dans cette section, les coefficients  $\alpha_k$  du modèle (1) sont estimés en une seule étape en regroupant l'ensemble des observations quel que soit le mois analysé. Cette estimation offre plus de degrés de liberté, réduit la colinéarité entre les variables explicatives et conduit donc à des estimés plus efficaces. Elle permet également d'obtenir des tests plus puissants (Hsiao, 1986). Toutefois, si l'on ne modifie pas le modèle (1), cette méthode d'estimation est plus contraignante car elle impose que les primes de risque associées au bêta et aux anomalies de marché soient constantes sur l'ensemble de la période analysée. Les étapes suivantes de l'analyse devront donc apporter des modifications au modèle de base.

Les coefficients estimés en *pooling* ainsi que les tests correspondants apparaissent dans la colonne 2 des tableaux 3 à 10. Ils ne sont discutés que sommairement, puisque les contraintes liées à la structure du modèle limitent la portée des conclusions. Dans chacun des pays, les primes de risque moyennes associées au bêta et plusieurs anomalies de marché sont statistiquement différentes de zéro. Toutefois, elles sont souvent de signe contraire au signe attendu et les coefficients de détermination par pays sont très faibles. Ensemble, le bêta et les anomalies expliquent moins de 4 % des différences observées entre les rendements. L'écart important qui sépare les  $R^2$  obtenus selon les estimations en 1 et 2 étapes s'explique par les changements importants dans le signe et la valeur absolue des primes de risque mensuelles. Les coefficients de détermination ne sont élevés que lorsque l'on permet aux pentes et à l'ordonnée à l'origine de varier d'une période à l'autre<sup>6</sup>. En raison de l'instabilité des primes de risque mensuelles estimées, des règles d'investissement fondées sur ces variables ne permettraient vraisemblablement pas de générer une performance importante. Par ailleurs, les variables spécifiques aux entreprises (bêta, anomalies de marché) ne permettent d'expliquer qu'une faible part des différences de rendements entre les titres des pays émergents ( $R^2$  de l'ordre de 4 %, en *pooling*). Or, le  $R^2$  moyen obtenu dans l'estimation en 2 étapes est beaucoup plus élevé (40 % en moyenne). Dans les sections suivantes, nous examinons donc en quoi des facteurs communs à l'ensemble des titres permettent de réconcilier les résultats obtenus selon les estimations en 1 et 2 étapes.

## 2. RENDEMENTS, VARIABLES SPÉCIFIQUES ET FACTEURS COMMUNS

Dans un premier temps, nous ajoutons au modèle (1) des variables artificielles associées à chacun des mois analysés. Ce modèle met clairement en évidence l'existence de facteurs communs à l'ensemble des titres. Dans un second

---

6. L'introduction de variables artificielles par entreprise, qui permet de tester l'existence d'effets spécifiques aux entreprises et donc de variables omises spécifiques, n'améliore pas de manière significative les coefficients de détermination des modèles estimés par pays. Les résultats n'ont donc pas été rapportés. Ces tests indiquent cependant que le modèle (1) serait correctement spécifié.

temps, nous remplaçons ces variables artificielles par des variables relatives à la libéralisation des marchés et au mois de janvier, ainsi que des variables macroéconomiques, afin de capter les effets communs détectés.

### 2.1 Introduction de variables artificielles mensuelles

Pour tester l'existence d'effets mensuels, des variables artificielles associées à chacun des mois analysés sont ajoutées au modèle (1). Le modèle estimé en *pooling* a la forme suivante :

$$R_{jt} = \alpha_0 + \sum_{m=1}^{T-1} \theta_m D_m + \sum_{k=1}^K \alpha_k X_{jkt-1} + \epsilon_{jt} \quad (2)$$

où  $D_m$  et  $T$  représentent respectivement les variables artificielles et le nombre de mois analysés par pays. Le modèle (2) permet d'obtenir de meilleurs estimés des primes de risque mensuelles associées au bêta et aux anomalies de marché. Les résultats apparaissent dans la colonne intitulée « modèle 2 » des tableaux 3 à 10. Les coefficients de détermination sont proches de ceux obtenus par l'estimation en 2 étapes du modèle (1). Les variables  $D_m$  captent par conséquent des effets mensuels importants communs à l'ensemble des entreprises.

Les primes de risque moyennes associées au bêta et aux anomalies de marché sont relativement proches de celles estimées par la méthode en 2 étapes. La prime associée au bêta est positive dans tous les cas et elle devient statistiquement significative dans 6 pays. Ce résultat est conforme à la théorie. Il s'oppose toutefois à celui obtenu initialement, tout comme les résultats de Jagannathan et Wang (1993) s'opposent à ceux de FF, pour des raisons identiques. Comme l'ont montré divers travaux récents, les résultats des tests du CAPM dépendent de la nature des tests employés (Kothari, Shanken et Sloan, 1995). La prime de risque associée à la taille des entreprises n'est négative que 2 fois sur 8. Elle est positive et significative dans 4 pays (Inde, Malaisie, Pakistan, et Thaïlande). Ce résultat est contraire au résultat attendu, mais il est cohérent avec celui obtenu à l'aide de la méthode d'estimation HL. L'effet de taille semble donc inverse à celui observé aux États-Unis et dans les autres marchés développés. La prime de risque relative au ratio  $BE/ME$  est négative et significative 6 fois sur 8. Toutefois, ce résultat demeure contraire au résultat attendu sur la base des études américaines. De la même façon, les coefficients associés à  $E/P$  sont négatifs et significatifs 7 fois sur 8, résultat contraire à celui observé aux États-Unis. Enfin, le coefficient associé à  $E/P_{dum}$  est négatif 8 fois sur 8 (dont 2 statistiquement significatifs), comme dans la méthode d'estimation en 2 étapes. De façon générale, les résultats obtenus à l'aide de ce second modèle confirment ceux obtenus à l'aide du premier modèle : les relations entre les anomalies et les rendements sont l'inverse de celles observées lors de l'analyse des marchés développés.

La mise en évidence du rôle des variables binaires mensuelles demande que l'on s'interroge sur la nature des facteurs communs susceptibles d'expliquer la variabilité des relations. Il est possible que les facteurs mensuels communs à l'ensemble des titres soient de 3 ordres. Ils peuvent être liés au processus de libéralisation qui a permis d'éliminer graduellement des contraintes qui restreignaient l'accès des investisseurs domestiques et étrangers aux marchés émergents. Il se peut également que les rendements des marchés émergents soient caractérisés par des périodicités, comme l'effet janvier, soulignés dans les marchés de pays industrialisés. Enfin, les conditions macro-économiques peuvent aussi influencer les rendements de ces pays émergents. Ces hypothèses sont examinées tour à tour dans les sections suivantes.

## 2.2 *Libéralisation des marchés et effet janvier*

L'ouverture des marchés émergents aux investisseurs domestiques et étrangers peut modifier directement et indirectement les rendements boursiers. L'effet direct est analysé par Kim et Singal (1993). Selon ces auteurs, l'arrivée des investisseurs étrangers permet d'augmenter l'efficacité de ces marchés et d'abaisser le coût du capital des entreprises, ce qui devrait conduire le prix des titres à la hausse. L'ouverture des marchés provoque également des mouvements de capitaux. Les flux de capitaux vont d'abord des pays libéralisés vers l'étranger, puis ils s'inversent (Kim et Singal, 1993 : 386). Enfin, la libéralisation des marchés permet de réduire la volatilité des prix des titres des pays émergents.

L'effet indirect de la libéralisation des marchés a trait aux répercussions macro-économiques. Pour Corbo et Hernandez (1993), elle conduit à un afflux de capitaux pouvant générer de l'inflation ou provoquer une appréciation du taux de change. Les effets ultimes des épisodes de libéralisation pourront en outre varier suivant les mesures adoptées par les autorités pour gérer ces mouvements de capitaux. Ces effets indirects sont donc susceptibles d'influencer de façon diverse les relations entre le rendement des titres et leurs caractéristiques individuelles.

La prise de compte des épisodes ayant conduit à la libéralisation des marchés émergents est donc indispensable. Elle pose cependant deux problèmes. Le premier est lié à l'anticipation de leurs effets sur les rendements des titres. Ils sont *a priori* ambigus puisque la libéralisation des marchés émergents peut provoquer des sorties de capitaux (Kim et Singal, 1993) et que l'ajustement des politiques macro-économiques aux mouvements de capitaux peut être plus ou moins bien effectué (Corbo et Hernandez, 1993). Le principal problème est cependant posé par la détermination des dates de libéralisation. La libéralisation est souvent un processus progressif qu'il est difficile de réduire à une seule date. Un relevé systématique des événements liés à la libéralisation des marchés



émergents a donc été effectué<sup>7</sup>. La liste, qui apparaît à l'annexe 2, identifie les dates retenues par Kim et Singal. Ces dates ne représentent toutefois qu'un sous-ensemble des épisodes pertinents à l'étude des rendements boursiers. En effet, ont été inclus dans cette liste, l'ensemble des événements à caractère économique susceptibles d'influencer positivement les marchés<sup>8</sup>. Ce sont principalement des mesures de libéralisation économique et des accords de rééchelonnement de dette, ainsi que des accords de coopération économique. Quand il n'a pas été possible de déterminer précisément la date de l'événement, on a considéré que son impact s'étendait sur l'année entière. Quand le mois de l'événement est connu, on a estimé que son effet était sensible au cours des 3 mois entourant cette date. Si l'événement est ponctuel et de type réglementaire, on a pris en compte la date où les mesures ont été effectivement appliquées. Si l'événement est d'une portée plus large (programme économique sur plusieurs années, accord de libre-échange, etc.), on a considéré que c'est l'annonce de l'événement qui était susceptible d'avoir un effet sur les marchés. La liste des périodes sur lesquelles l'influence des événements est attendue est également présentée à l'annexe 2.

L'effet janvier est largement documenté dans la littérature économique et financière (Calvet et Lefoll, 1989, pour le Canada ; Corhay, Hawanini et Michel, 1987, pour les marchés industrialisés). Les actions ordinaires négociées sur les marchés des pays industrialisés connaissent en moyenne des rendements supérieurs durant le mois de janvier. Contrairement aux résultats obtenus sur les marchés des pays industrialisés, CDG n'observent qu'un effet janvier limité sur les marchés des pays émergents. Il était donc nécessaire de prendre en compte cette périodicité des rendements.

Pour tenir compte des événements politiques qui ont conduit à la libéralisation des marchés émergents, une variable dichotomique (*Libéralisation*) prenant la valeur 1 selon ce qui a été indiqué précédemment et 0 autrement a été introduite dans le modèle (1) en *pooling*. Une seconde variable dichotomique (*Janvier*) prenant la valeur 1 pour le mois de janvier et 0 autrement a également été introduite dans ce modèle pour tester l'effet janvier. On s'attend à ce que les coefficients associés à ces 2 variables soient positifs. Le modèle a donc la forme suivante :

$$R_{jt} = \alpha_0 + \gamma_1 \text{Janvier} + \gamma_2 \text{Libéralisation} + \sum_{k=1}^K \alpha_k X_{jkt-1} + \epsilon_{jt} \quad (3)$$

7. Les principales sources utilisées ont été les publications de la Banque Mondiale, *Euromoney*, *The Financial Times*, *The Economist*, le FMI, l'OCDE, *Political Risk Service*, *Business International* ainsi que divers articles publiés dans *The Quarterly Review of Economics and Finance* et *Finance Development*. Ce relevé a été effectué par J. Chavez et V. Girard que nous remercions ici.

8. La liste d'événements utilisée n'est vraisemblablement pas exhaustive. Toutefois, nous avons tenté de prendre en compte les principales étapes de la libéralisation dans chacun des pays étudiés.

La colonne 4 des tableaux 3 à 10 présente les résultats des estimations du modèle 3. Tout d'abord, on ne peut rejeter l'existence d'un effet janvier dans la mesure où 6 coefficients sur 8 sont positifs (dont 5 significatifs). Le rendement mensuel du mois de janvier est en moyenne supérieur (de l'ordre de 3 % en moyenne, ce qui est considérable) à celui observé les autres mois. Ce résultat confirme pour les pays émergents asiatiques un effet similaire à celui observé par CDG<sup>9</sup>: les effets janvier les plus prononcés sont observables en Corée, en Malaisie, à Taïwan et en Thaïlande. L'effet janvier semble donc exister dans les marchés émergents d'Asie<sup>10</sup>.

Par ailleurs, il est difficile de tirer une conclusion claire pour ce qui est de l'effet des événements ayant conduit à la libéralisation des marchés émergents asiatiques. 4 coefficients sur 7 (dont 2 significatifs) sont positifs. La prime mensuelle moyenne est de l'ordre de 4 % pour l'Inde et Taïwan, mais de -3.7 % pour le Pakistan. Nous avons construit la variable dichotomique se rapportant aux étapes du processus de libéralisation de ces marchés en fonction des dates de réalisation des événements. Il reste cependant difficile de déterminer la date à laquelle ces différents événements étaient anticipés. Enfin, l'effet attendu demeure ambigu compte tenu des relations complexes entre ces épisodes et les rendements boursiers.

Le passage du modèle (2) au modèle (3) pour prévoir les rendements des titres des marchés émergents asiatiques conduit à remplacer les variables artificielles mensuelles par 2 ensembles de variables liées respectivement à la libéralisation des marchés émergents et à l'effet janvier. L'examen des coefficients de détermination (de l'ordre de 6 %) indique clairement que ces 2 facteurs ne rendent compte que très partiellement des effets communs mensuels mis en évidence. Il faut donc chercher ailleurs que dans ces facteurs les effets mensuels observés. Dans la section suivante, le modèle (3) est modifié pour examiner si ces effets mensuels sont capturés par des variables macro-économiques.

### *2.3 Test de l'effet des variables macro-économiques*

Pour obtenir de meilleurs estimés des primes de risque associées au bêta et aux anomalies de marché, des variables macro-économiques ont été introduites dans le modèle (3). Leur choix découle des études américaines antérieures de Chen, Roll et Ross (1986), de Blume, Easley et O'Hara (1994), de FF et de Bhardwaj et Brooks (1993). Cependant, Brown et Otsuki (1993) montrent que les facteurs communs semblent les mêmes dans les pays émergents et les pays développés. Par souci de parcimonie, nous avons retenu 4 variables macro-économiques, définies comme suit (les sources de données apparaissent à l'annexe 1):

9. Même si les méthodologies utilisées sont différentes, l'étude de CDG et celle présentée ici testent l'effet de janvier en contrôlant la taille des entreprises. Notre étude analyse l'effet de janvier en contrôlant également pour d'autres anomalies de marché possibles.

10. La conclusion de CDG est toutefois quelque peu différente dans la mesure où leur étude porte sur 20 pays et que l'effet est moins prononcé dans les autres pays analysés.

- 1) L'activité économique réelle, mesurée par le taux de croissance mensuel du produit intérieur brut réel (*PIBR*);
- 2) L'inflation, mesurée par le taux de croissance mensuel de l'indice des prix à la consommation (*IPC*);
- 3) Le taux de rendement des bons du Trésor à trois mois (*Rf*);
- 4) L'écart de rendement entre les obligations gouvernementales dont l'échéance dépasse ou égale 10 ans et le taux de rendement des bons du Trésor (*TERM*)<sup>11</sup>.

Pour tester l'impact des variables macro-économiques sur les résultats précédents, les 4 variables, notées  $Z_s$ , sont ajoutées au modèle (3) qui devient :

$$R_{jt} = \alpha_0 + \gamma_1 \text{Janvier} + \gamma_2 \text{Libéralisation} + \sum_{s=1}^S \delta_s Z_{st-1} + \sum_{k=1}^K \alpha_k X_{jkt-1} + \epsilon_{jt} \quad (4)$$

Comme dans le cas des anomalies de marché, les valeurs des variables macro-économiques observables en  $t-1$  sont utilisées pour prédire les rendements de la période suivante.

La colonne intitulée « modèle 4 » des tableaux 3 à 10 présente les résultats des estimations de ce modèle. En premier lieu, l'introduction des variables macro-économiques n'augmente pas de façon importante les coefficients de détermination obtenus lors de l'étude du modèle 3. Ces coefficients passent de 4,2 à 5,5 % en Malaisie et diminue légèrement au Pakistan. Ils demeurent très loin de ceux obtenus lors de l'introduction de variables artificielles mensuelles. Les principaux indicateurs macro-économiques ne sont donc pas les facteurs communs qui expliquent les variations annuelles des relations entre les anomalies et les rendements. Cependant, on ne peut généralement pas rejeter l'hypothèse que ces indicateurs jouent un rôle significatif dans les relations anomalies-rendements. En effet, plusieurs coefficients sont statistiquement significatifs bien qu'il soit impossible de tirer de ces résultats des conclusions générales. Le signe de ces coefficients s'inverse fréquemment. Par exemple, la prime associée au taux de rendement des bons du Trésor est positive et significative en Inde et en Malaisie, négative et significative au Pakistan et non significative en Thaïlande. Dans certains pays, aucune variable macro-économique ne semble significative, alors qu'elles le sont toutes au Pakistan et en Inde.

Il est donc difficile d'établir une relation claire entre les rendements boursiers et la structure à terme des taux d'intérêt, l'inflation ou la production industrielle réelle des marchés émergents. Plusieurs explications peuvent être avancées. Il est possible que les périodes analysées soient trop courtes pour per-

11. Les variables macro-économiques ne sont pas disponibles pour Taïwan, les Philippines et l'Indonésie. Les résultats du modèle incluant ces variables sont donc omis pour ces pays.

mettre la mise en évidence de telles relations. Il est également possible, comme le soutient *The Economist*<sup>12</sup> que les indicateurs macro-économiques des pays étudiés soient sans signification réelle, d'autant plus que plusieurs des pays étudiés se classent parmi les marchés émergents ayant les pires systèmes de statistique économique. Il est également vraisemblable que des mesures plus fines de la variation de ces indicateurs puissent donner des résultats différents, puisque les effets de décalage temporels n'ont pas été pris en considération ici.

L'introduction des variables macro-économiques ne semble pas modifier de façon importante les coefficients associés aux variables spécifiques, ni les niveaux de signification. Le seul coefficient modifié est celui associé au risque systématique en Corée. La discussion de ces relations n'a donc pas été reprise.

#### CONCLUSION

Contrairement aux résultats récents obtenus sur le marché américain (Fama et French, 1992) et canadien (Calvet et Lefoll, 1989), le bêta des titres des pays émergents asiatiques joue un rôle significatif dans l'explication des différences de rendements entre les titres, au cours de la période 1986-1992. La prime de risque estimée est en moyenne positive et significative pour les 8 pays considérés. Cependant, la mise en évidence de cette relation dépend largement des techniques employées.

Les primes de risque associées à la taille, au ratio valeur comptable/valeur marchande des fonds propres et au ratio bénéfice/cours (bénéfices positifs) sont en moyenne de signe contraire au signe attendu sur la base des travaux menés dans les marchés développés. Ces relations sont de plus très instables. Ces résultats correspondent généralement à ceux rapportés par Claessens, Dasgupta et Glen (1995). Cependant, l'hypothèse de variables omises (autres que le bêta et les anomalies de marché) spécifiques aux entreprises doit être rejetée.

L'effet des événements relatifs à la libéralisation des marchés asiatiques est difficile à cerner en moyenne. Il est très favorable pour l'Inde et Taïwan, mais très défavorable pour le Pakistan. Il est probable que la variable construite pour mesurer ces événements se rapporte plus à la réalisation des événements qu'aux anticipations. À l'instar des marchés des pays industrialisés, les marchés des pays émergents asiatiques sont marqués en moyenne par des rendements en janvier supérieurs aux rendements observés le reste de l'année. Enfin, les rendements des marchés émergents asiatiques sont influencés par quatre facteurs communs (le taux de rendement des bons du Trésor, une mesure de la pente de la structure des taux d'intérêt selon l'échéance, l'activité économique réelle et l'indice des prix à la consommation). Toutefois, les primes de risque associées à ces variables sont très instables d'un pays à l'autre. Globalement, l'ensemble des facteurs communs analysés ne permettent pas d'expliquer une part importante des effets mensuels communs mis en évidence.

---

12. Voir : *The Insatiable in Pursuit of the Unquantifiable*, *The Economist* (4th 1995): 71-72.

Cette recherche soulève de nombreuses interrogations, qui constituent autant de possibilités de recherches futures. En premier lieu, il s'agirait de confirmer, à l'aide d'échantillons plus vastes et de périodes d'observation plus longues, les relations entre les anomalies et les rendements. Ensuite, s'il se confirme que ces relations sont effectivement différentes suivant que l'on étudie des marchés émergents ou développés, l'explication de ce phénomène deviendrait un enjeu important. Il permettrait en effet peut-être de déterminer l'origine des anomalies de marché qui, jusqu'à présent, ne semblent pas avoir reçu d'explication satisfaisante. Finalement, l'étude des interactions entre les conditions économiques et les rendements des actions devra être poursuivie, puisque les résultats obtenus ici ne peuvent recevoir d'explication logique.

## ANNEXE 1

### SOURCE DES DONNÉES MACRO-ÉCONOMIQUES RELATIVES AUX PAYS ÉMERGENTS ASIATIQUES

Les données sur le taux d'inflation, le PIB, le taux à long terme et le taux sans risque proviennent des Statistiques Financières Internationales du FMI, récapitulées dans la version 1993 de la base de données *International Statistical Yearbook*. Ces données couvrent la période allant de janvier 1975 à décembre 1992, et sont définies comme suit pour les pays concernés :

CORÉE (542): PIB (66c): indice (base 100 = 1985) calculé à partir de la production des compagnies minières, manufacturières et électriques. Il est du type Laspeyres; Inflation (64): calculé à partir de l'indice (base 100 = 1978) qui comprend toutes les familles privées incluant même celles à une personne. Les poids proviennent d'une étude de 1977-1978 sur le budget des familles coréennes; Taux sans risque (60b): taux quotidien de l'argent au jour le jour pondéré par le volume de transactions; Taux à long terme (61): moyenne arithmétique des rendements par échéance des obligations nationales pour le logement de type 1.

INDE (534): PIB (70): Exportations; Inflation (64): calculé à partir d'un indice qui couvre les travailleurs industriels de 70 industries majeures et un panier de 260 biens; Taux sans risque (60b): taux appliqué sur le marché interbancaire à Bombay. Les données trimestrielles et annuelles sont des moyennes pondérées de données hebdomadaires; Taux à long terme (60p): taux appliqué par la *State Bank of India* sur les avances aux banques commerciales.

INDONÉSIE (536): PIB (70d): valeur totale des exportations incluant le pétrole; Inflation (64): calculé à partir de l'IPC (base 100 = 1989) couvrant les 27 principales villes provinciales du pays; Taux sans risque (60b): moyenne pondérée des taux interbancaires; Taux à long terme (60p): taux prêteur moyen pondéré par les fonds de roulement des secteurs non prioritaires.

MALAISIE (548): PIB (66): indice de production industrielle péninsulaire de Malaisie (base 100 = 1985) incluant les industries minières, manufacturières et électriques; Inflation (64): calculé à partir de l'indice de prix au consommateur (base 100 = 1990); Taux sans risque (60b): moyenne des taux quotidiens pratiqués au cours de la dernière semaine du mois par dix banques sur les prêts interbancaires remboursables le lendemain; Taux à long terme (60p): taux qui, dans l'éventail des taux de base fixés sur les prêts à long terme, est le plus souvent utilisé.

PAKISTAN (564): PIB (70): exportations; Inflation (64): calculé à partir de l'indice des prix à la consommation d'un échantillon d'employés commerciaux, industriels et du gouvernement ainsi que tout groupe à revenu; Taux sans risque (60b): taux sur le marché monétaire; Taux à long terme (61): rendements mensuels calculés sur la base de la moyenne des cotations du dernier mercredi du mois en ce qui concerne l'obligation 11 3/4 %, arrivant à échéance en 2202.

THAÏLANDE (578): PIB (70): exportations; Inflation (64): calculé à partir de l'IPC des familles résidant dans des zones urbaines; Taux sans risque (60b): taux auquel les banques commerciales acceptent les dépôts à court terme des autres banques et institutions financières; Taux à long terme (60p): taux maximum appliqué par les banques sur les prêts à l'exportation.

## ANNEXE 2

## ÉTAPES DE LA LIBÉRALISATION DES MARCHÉS ÉMERGENTS ASIATIQUES

Les événements retenus par Kim et Singal (source : IFC) apparaissent en italiques.

## CORÉE

January 81	The gov. allowed non-residents to begin indirect investment in equities.	12/80, 01/81, 02/81
83	Financial reform.	01/83 → 12/83
Nov. 85	For the first time, foreign investors were allowed to hold equity directly in Korean companies that sell convertible bonds overseas.	10/85, 11/85, 12/85
August 91	The gov. announced a gradual, 4-phase interest rate deregulation schedule.	07/91, 08/91, 09/91
<i>January 92</i>	<i>The capital market was being opened, as foreign investment was allowed up to 10 % of the capital of listed companies.</i>	<i>12/91, 01/92, 02/92</i>
July 93	A comprehensive five-year financial market restructuring plan was finalized.	06/93, 07/93, 08/93

## INDE

81	Measures were taken to liberalize trade, and fiscal incentives and flexible exchange rate management improved export incentives.	01/81 → 12/81
85	Economic liberalisation set in motion by the Rajiv Ghandi gov.	01/85 → 12/85
86	The establishment of the India International Fund enabled foreigners to trade indirectly on the country's stock exchanges.	01/86 → 12/86
89	The Indian gov. is on the verge of allowing direct foreign investment in Indian equities.	01/89 → 12/89
June 91	The new gov. launched a far-reaching programme of economic liberalization and reform, including a considerable liberalization of foreign investment.	05/91, 06/91, 07/91

Feb. 92	Financial sector reforms began, which include eliminating gov. control over firm borrowings in domestic capital markets.	01/92, 02/92/ 03/92
Nov. 92	<i>Markets were liberalized up to 24% of the issued share capital.</i>	<i>10/92, 11/92, 12/92</i>

---

 INDONÉSIE
 

---

July 90	The gov. planned to reduce external debt by raising tax revenues and continuing to encourage a high rate of foreign investment.	06/90, 07/90, 08/90
Dec. 90	The Minister of Finance issued new regulations governing the licensing of capital market supporting institutions.	12/90, 01/91, 02/91

---

 MALAISIE
 

---

Dec. 88	<i>The market was opened as far as 30% for banks and institutions, and 100 % for the other stocks.</i>	<i>11/88, 12/88, 01/89</i>
June 91	The New Development Policy (NDP) was inaugurated.	05/91, 06/91, 07/91
Jan. 92	The member-states of ASEAN agreed to establish a free trade zone.	12/91, 01/92, 02/92

---

 PAKISTAN
 

---

85	The gov. gave incentives, such as making dealers' activities tax free and reducing the tax rate on listed companies by 10% to 40 %.	01/85->12/85
June 88	The gov. adopted a three-year adjustment program that aimed at restoring resource balances.	05/88, 06/88, 07/88
Oct. 89	Prime Minister Benazir Bhutto launched privatization plans. A new stock exchange opened in Islamabad.	09/89, 10/89, 11/89
Feb. 91	<i>The gov. removed the majority of foreign-exchange controls.</i>	<i>01/91, 02/91, 03/91</i>
Early 92	The Economic Co-operation Organization, comprising Pakistan, Iran and Turkey, was reactivated.	01/92, 02/92, 03/92



PHILIPPINES		
Oct. 89	<i>The market is investable by foreigners up to 40 %.</i>	09/89, 10/89, 11/89
Early 91	Stabilization program was put in place, supported by an IMF standby arrangement.	01/91, 02/91, 03/91
Sept. 92	President Ramos ended controls on the transfer of foreign currency in the Philippines, to attract overseas capital.	08/92, 09/92, 10/92
Jan. 93	The establishment of the ASEAN Free Trade Area commenced.	12/92, 01/93, 02/93
TAIWAN		
July 87	Foreign exchange controls were liberalized considerably.	06/87, 07/87, 08/87
July 89	The reforms were passed including plans to allow private banks to set up in business.	06/89, 07/89, 08/89
Jan. 91	<i>The government permitted foreign institutional investors to invest directly in listed securities. The market is considered investable up to 10 %.</i>	12/90, 01/91, 02/91
THAÏLANDE		
79	Financial reform.	01/79 ->12/79
Dec. 88	<i>The market was liberalized up to 49 %.</i>	11/88, 12/88, 01/89
90	Monetary arrangements have been liberalized ; Deposit interest rates (except savings deposit rate) have been completely freed ; The foreign exchange regime and controls have also been further relaxed.	01/90 ->12/90

## BIBLIOGRAPHIE

- BHARDWAJ, R., et BROOKS (1993), «Dual Betas from Bull and Bear Markets : Reversal of the Size Effect», *The Journal of Financial Research*, 16 (4): 269-283.
- BLUME, L., D. EASLEY, et M. O'HARA (1994), « Market Statistics and Technical Analysis : The Role of Volume », *The Journal of Finance*, 49 (1):153-181.
- BROWN, S.J., et T. OTSUKI (1993), « Risk Premia in Pacific-Basin Capital Markets », *Pacific-Basin Finance Journal*: 235-261.

- CALVET, A.L., et J. LEFOLL (1989), « Risk and Return on Canadian Markets: Seasonality and Size Effect », *Finance*, 10:21-39.
- CHEN, N.F., R. ROLL, et S. ROSS (1986), « Economic Forces and the Stock Market », *Journal of Business*, 59: 383-403.
- CHEUNG, Y-L., Y-M. LEUNG, et K-F. WONG (1994), « Small Firm Effect: Evidence from Korean Stock Exchange », *Small Business Economics*, 6: 373-379.
- CHOU, S-R., et K.H. JOHNSON (1990), « An Empirical Analysis of Stock Market Anomalies: Evidences from the Republic of China in Taiwan », in *Pacific-Basin Capital Market Research*, S.G. RHEE et R.P. CHANG (eds.), Elsevier Science Publishers B.V. (North Holland): 283-311.
- CHUHAN, P. (1994), « Are Institutional Investors an Important Source of Portfolio Investment in Emerging Markets? », Policy Research Working Paper no 1243, The World Bank, Washington, D.C.
- CLAESSENS S., S. DASGUPTA, et J. GLEN (1995), « Stock Price Behavior in Emerging Stock Markets », *The World Bank Economic Review*, 9 (1): 131- 151.
- CORBO V., et L. HERNANDEZ (1993), « Macroeconomic Adjustment to Capital Inflows: Rationale and Some Recent Experiences », Discussion Papers no 16, The World Bank, Washington, D.C.: 353-382.
- CORHAY A., G. HAWANINI, et P. MICHEL (1987), « Seasonality in the Risk Return Relationship: Some International Evidences », *The Journal of Finance*, 42 (1): 49-68.
- DEMIRGÜÇ-KUNT, A., et R. LEVINE (1993), « Stock Market Development and Financial Intermediary Growth », Working Paper no 1159, Policy Research Department, The World Bank, Washington D.C.
- FAIRFIELD, P.M., et T.S. HARRIS (1993), « Price-Earnings and Price to Book Anomalies: Tests of an Intrinsic Value Explanation », *Contemporary Accounting Research*, 9 (2): 591-611.
- FAMA, E.F., et K.R. FRENCH (1992), « The Cross-Section of Expected Stock Returns », *The Journal of Finance*, 46 (2): 427-465.
- GOOPTU, S. (1993), « Portfolios Investment Flows to Emerging Markets » in *Portfolio Investment in Developing Countries*, S. CLAESSENS, et S. GOOPTU, (eds.) Discussion Paper no 228, The World Bank, Washington, D.C.: 45-77.
- HSIO C.(1986), *Analysis of Panel Data*, Cambridge, Cambridge University Press.
- HUANG C.F., et R.H. LITZENBERGER (1988), *Foundations for Financial Economics*, North-Holland.
- JAFFE, J., D.B. KEIM, et R. WESTERFIELD (1989), « Earnings Yields, Market Values and Stocks Returns », *The Journal of Finance*, 44 (1): 135-148.
- JAGANNATHAN, R., et Z. WANG (1993), « CAPM is Alive and Well », Working Paper, The Fourth Annual Conference on Financial Economics and Accounting, Washington University, Octobre.

- KIM E.H., et V SINGAL (1993), « Opening Up of Stock Markets by Emerging Markets: Effects of Portfolio Flows and Volatility of Stock Prices », *in Portfolio Investment in Developing Countries*, S. CLAESSENS, et S. GOOPTU, (eds.) Discussion Paper n° 228, The World Bank, Washington, D.C. : 383-425.
- KIM, Y.G., K.M. CHUNG, et C.S. PYUN (1992), « Size, Price-Earnings Ratio, and Seasonal Anomalies in the Korean Stock Market » *in Pacific-Basin Capital Market Research Volume III*, S.G. RHEE et R.P. CHANG (eds.), Elsevier Science Publishers B.V. (North Holland): 303-319.
- KOTHARY, S.P., J. SHANKEN, et R. SLOAN (1995), « Another Look at the Cross-Section of Expected Stock Returns », *The Journal of Finance*, 50 (1):185-224.
- MA, T., et T.Y. SHAW (1990), « The Relationship Between Market Value, P/E ratio, Trading Volume and the Stock Return of Taiwan Stock Exchange » *in Pacific-Basin Capital Market Research*, S.G. RHEE, et R.P. CHANG (eds.), Elsevier Science Publishers B.V. (North Holland): 313-335.
- MACCAULEY, R., et S. ZIMMER (1989), « Explaining International Differences in the Cost of Capital », *Federal Bank of New York Quarterly Review*: 7-28.
- PETTENGILL, G. N., S. SUNDARAM, et I. MATHUR (1995), « The Conditional Relation between Beta and Returns », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30 (1): 101-116.
- TESAR, L.L., et I.M. WERNER, « U.S. Equity Investment in Emerging Markets » *in* S. CLAESSENS et S. GOOPTU, eds. *Portfolio Investment in Developing Countries*, Discussion Paper no 228, The World Bank, Washington, D.C. : 200-220.